

第3章 雇用政策の政策評価

3.1 政策評価の分析枠組み

第2章ではヨーロッパ諸国の雇用戦略の実施状況についてみているが、そこで得られる政策評価はかなり曖昧なものである。曖昧という表現が意味するものは、例えばイギリスのニューディール政策ひとつとっても、観察期間中における雇用の増加が本当にニューディール政策の効果なのかどうかはわからないということである。経済成長等の要因が、雇用の増加に寄与しているとも考えられるからである。このように、ニューディール政策以外にも雇用の増加に影響する要因があるため、政策評価に当たっては、そうした要因の影響とニューディール政策本来のもつ影響を識別して論ずる必要がある。厳密な政策評価を行うには、それに応じた分析枠組みが必要とされるのである。具体的には、以下の節でアメリカ、イギリス、スウェーデンを中心に統計的により厳密な分析手法を用いた政策評価の結果を取りまとめている。

本稿では、以下政策評価の取りまとめに共通する分析枠組みの説明を行う。基本的に政策評価の分析枠組みは、**科学的 (Scientific)** 手法と**非科学的 (Non-scientific)** 手法に分類される⁽¹⁾。科学的手法はさらに、**実験的 (Experimental)** 手法と**非実験的 (Quasi-experimental)** 手法に分類される。ここでは計量経済学的手法を中心とした科学的手法の説明を行う。ただし、本章最後の6節では非科学的手法を含め、積極的労働市場政策全般の政策評価についても言及する。

3.1.1 非科学的分析手法 (Non-scientific)

政策評価の手法を理解するためには、難解な数式をなるべく用いないようにして、概念図を用いて説明することが一番の早道であると考えられる。

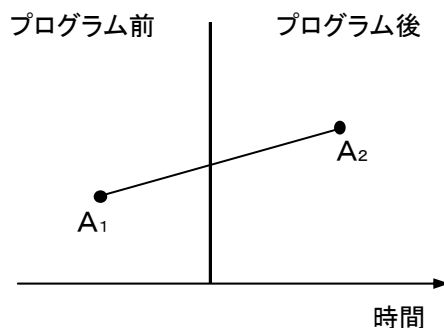
図3-1-1は、最も簡単な政策評価の方法を示している。横軸が時間の経過を示し、縦軸が政策に伴う成果を示している。仮に政策を訓練プログラムの実施とし、成果を訓練プログラムの実施に伴う賃金の変化とする。 A_1 は訓練プログラム実施前の訓練受講者の平均賃金を、また A_2 は訓練プログラム実施後の訓練受講者の平均賃金を示している。

図で示される政策の効果は、 $A_2 - A_1$ である。こうした分析手法は、第2章のヨーロッパ諸国における雇用戦略の評価に際してよくみられたものである。政策の評価に当たり、プログラム実施前後の就業者数の増加や失業者数の減少をもって、政策の効果を論じるやり方である。こうした分析手法は、上にも記したように非科学的 (Non-scientific) 手法と呼ばれている分析手法のひとつである。

問題は、ここで $A_2 - A_1$ を測定することにより、訓練プログラム受講の効果と結論を下してよいかどうかということである。結論をいえば、Noということになる。なぜかという、 $A_2 - A_1$ という平均賃金の変化には訓練プログラム以外の要因も混在している可能性が考えられるからである。例えば、訓練プログラム受講中に景気が良くなり、その影響でプログラム受講後に賃金の上昇が観察されることも考えられるからである。厳密な政策評価を行うためには、

政策そのものが及ぼした影響とそれ以外の影響を明確に峻別する必要がある。

図 3-1-1 政策評価の簡便な手法



$$\text{効果推定値} = A_2 - A_1$$

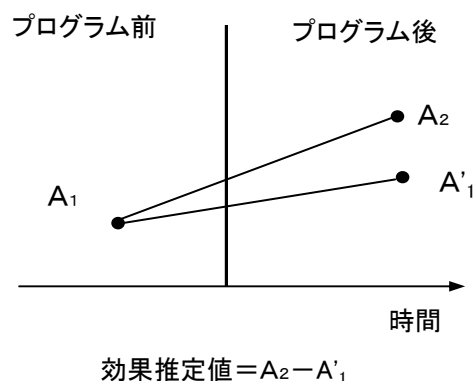
出所：宮川公男（1994）『政策科学の基礎』東洋経済新報社、図 10-2 をもとに筆者作成

ではどのような方法が政策評価に当たって最も望ましいのであろうか。最も望ましい方法を示した結果が、図 3-1-2 である。図の A_1 と A_2 は図 3-1-1 の表記と同様で、プログラム受講前の受講者の平均賃金とプログラム受講後の受講者の平均賃金を示している。 A'_1 は仮想の値で、もしプログラム受講者がプログラムを受講しなかったら得ていたであろう平均賃金を示している。同一の集団が、片やプログラムを受講し、片やプログラムを受講しないとすれば、その差つまり $A_2 - A'_1$ を計測することにより、望ましい政策効果を計測することができるのである。

しかしながら、この方法には大きな問題点がある。同一集団が、同一時間内にプログラム受講と非受講という 2 つの異なる状態を同時に共有することはできないからである。そこで、この望ましい手法になるべく近似した手法が求められることになる。それが以下で説明する科学的 (Scientific) 手法である。科学的手法は、非実験的 (Quasi-experimental) 手法と実験的 (Experimental) 手法に分類される。

科学的手法の特徴は、プログラムに参加したグループの動向を追うだけでなく、プログラムに参加しないグループについてもその動向を追い、政策評価に活かしているという点である。通常、プログラムに参加するグループは、トリートメント・グループ (Treatment Group) ないしは実験群 (Experimental Group) と呼ばれている。一方、プログラムに参加しないグループは、対照群 (Control Group) ないしは比較群 (Comparison Group) と呼ばれている。比較群の作成方法により、科学的手法は、非実験的手法と実験的手法に分類される。非実験的手法とは、外部データを用いて比較群を作成し、政策効果を測定する手法であり、一方実験的手法とは、プログラム運営機関がプログラム参加希望者を無作為に実験群と対照群に分類することにより、政策の効果を測定する手法である。

図 3-1-2 最も望ましい政策評価手法

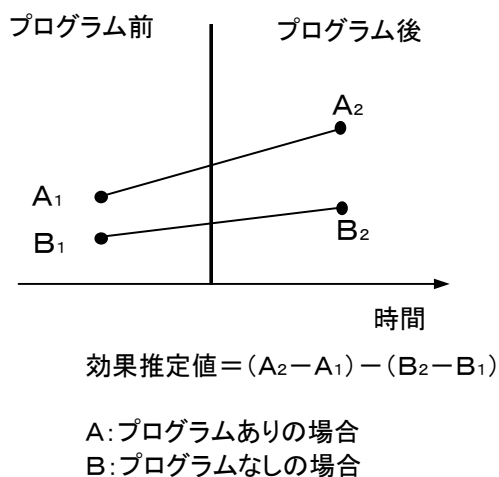


出所：同上

3.1.2 非実験的手法 (Quasi-experimental)

上にも記したように、非実験的手法 (Quasi-experimental) の場合、比較群についてのデータは、調査地域や時期の等しい外部調査から作成されることになる。アメリカでは、Current Population Survey や Panel Study of Income Dynamics などの外部データを用いて、比較群のデータ構築が行われている。

図 3-1-3 非実験的手法による政策評価の概念図



出所：同上

非実験的手法による政策評価の概念図は、以下の図 3-1-3 の通りである。A はプログラム受講グループを示し、一方 B はプログラム非受講グループを示している。プログラム受講の成果を賃金の上昇に求めるとすると、 A_1 は受講グループのプログラム受講前の平均賃金を、また A_2 は受講グループのプログラム受講後の平均賃金を示すことになる。B は外部データを用いた比

較群で、 B_1 はプログラム非受講者のプログラム実施前の平均賃金を示し、同様に B_2 は非受講者のプログラム実施後の平均賃金を示している。非実験的手法による政策効果は、実験群のプログラム実施前後の平均賃金の差から比較群の実施前後の平均賃金の差を引いた $(A_2 - A_1) - (B_2 - B_1)$ により求められる (**Difference-in-differences 推定法**)。

ところで、非実験的手法においては図 3-1-3 にもあるように、プログラムの受講者と非受講者の母集団は異なることが予想されることから、受講者と非受講者の属性も当然のことながら異なるものと考えられる。そのため、その属性の違いを統計的にコントロールし、2つのグループの属性を限りなく等しくするための作業が必要となる。

プログラム受講者と非受講者の属性をコントロールする手法としては、通常回帰分析による修正が行われることが多い⁽²⁾。その際に、成果(例えば、賃金)を示す y は、 y に影響を及ぼす観察可能な個人属性のベクトル X (例えば、年齢、教育年数、居住地域、性など) と観察不可能な属性 u (潜在能力など) とによって示される。ここでプログラムの効果は、個人 i について同一である単純なモデルにより考察する。プログラムによる受講者の平均賃金への効果は以下のように示される。

$$y_{it} = \beta X_{it} + D_i \alpha_t + u_{it} \quad t > k \quad \dots (1)$$

$$y_{it} = \beta X_{it} + u_{it} \quad t < k \quad \dots (2)$$

ここで、 D はプログラム受講者の場合は1、非受講者の場合は0となるダミー変数であり、受講者の賃金上昇の平均的効果は α によって測定される。また、 t は時間を示し、 k はプログラムの実施を示している。(1) 式はプログラム実施後の賃金を、(2) 式はプログラム実施前の賃金をそれぞれ示している。

仮定により、観察不可能な属性 u の条件付期待値である $E(u_{it} | X_{it})$ は0となる。しかしながら、以下で説明するサンプル・セレクション・バイアスが生じる状況においては、 X_{it} ではコントロールできないプログラム受講者と非受講者の違いが生じるため、 $E(u_{it} | D_i, X_{it}) \neq 0$ となる。その結果、

$$E(y_{it} | X_{it}, D_i) \neq \beta X_{it} + D_i \alpha_t$$

となり、プログラム受講者の賃金上昇の平均的効果を示す α はバイアスを伴い、政策評価の正確な推定量とはなり得ない。

既出のサンプル・セレクション・バイアスとは、プログラム参加が無作為ではなく、そのためにプログラム受講グループと非受講グループの間で属性分布の歪みが生じ、その結果推定された政策評価の値に偏り(バイアス)が生じることをいう。例えば、プログラムの参加に当たり、潜在能力の高い者や就業意欲の高い者がプログラムを受講すると仮定すると、受講グループと非受講グループの能力分布ないしは就業意欲の分布には大きな差が生じることになる。また、プログラムに参加した場合の期待収益が高い不熟練労働者が受講グループの多くを構成す

ると、非受講グループに比べて受講グループには熟練度合いの劣った者が集まることになり、プログラムの効果を歪める結果が現出する。こうした明らかに属性の異なる両集団をもとに政策評価を実施すると、政策評価の対象となる値にはバイアスが生じることになる。

上でみたように、サンプル・セレクション・バイアスは、観察されない個人属性 u_{it} とプログラム参加の有無を示す D_{it} が相関を持つために生じるが、こうした相関は上に記した個人のプログラム受講の選択過程ないし運営機関によるプログラム受講者の割り当て過程で生じるものと考えられる。セレクション・バイアスの発生過程をより詳しく観察するために、プログラム参加プロセスを次のように定式化する。

$$D_{it}^* = \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad \dots (3)$$

D_{it}^* はプログラムを受講する可能性を示す潜在変数であり、 $D_{it}^* > 0$ であれば $D_{it} = 1$ 、つまりプログラムを受講することを示し、 $D_{it}^* \leq 0$ であれば $D_{it} = 0$ 、つまりプログラムを受講しないことを示す。 Z_i は個人属性の受講確率に影響を与える変数を、また ε は独立・同一分布に従うものとする。

(3)式を考慮すると、 u_{it} と D_{it} の相関を示す道筋としては、2つのルートが考えられる。ひとつは $E(u_{it}Z_i) \neq 0$ となる場合である。これは、 u_{it} と D_{it} の相関がプログラム受講選択の決定における観察可能な属性によってもたらされる場合である。もう一つの場合は、 $E(u_{it} \varepsilon_i) \neq 0$ となる場合である。 u_{it} と D_{it} の相関が受講選択の決定における観察不可能な属性によって生じる場合である。サンプル・セレクション・バイアスは、受講選択の決定における観察可能な属性と観察不可能な属性によって生じるのである。

これ以降のより詳細な説明は内容が高度となるため、簡略化して説明を行う。 $E(u_{it}Z_i) \neq 0$ であるけれども $E(u_{it} \varepsilon_i) = 0$ の場合、つまりサンプル・セレクション・バイアスが受講決定における観察可能な属性によって生じるけれども、観察不可能な属性によつては生じない場合を考える。こうした場合には、 $E(u_{it} | X_{it}, Z_{it})$ の関数型を仮定し、これを(1)式の説明変数に加えて推定することで望ましい推定量が得られる。また、統計的マッチングを用いることによつても望ましい推定量が得られる。統計的マッチングは注(2)でも簡単に説明したが、この方法はX、Zというプログラム受講者の観察可能な属性に近似するよう非受講者のサンプルを統計的にマッチングさせ、両グループの成果（例えば、平均賃金）の差を測定するものである。

$E(u_{it}Z_i) \neq 0$ かつ $E(u_{it} \varepsilon_i) \neq 0$ な場合、つまりサンプル・セレクション・バイアスが受講選択の決定における観察可能な属性と観察不可能な属性両方の属性によって生じる場合については、特に最近同じ個人について異時点間にわたるパネルデータを用いて、観察不可能な属性をコントロールしながらプログラムの効果 α を測定する方法が開発されている (Heckman, Ichimura and Todd (1997))。

続いて、 $E(u_{it} \varepsilon_i) \neq 0$ の場合について簡単に考察する。これは、X や Z など観察可能な属性をコントロールしても、観察不可能な属性のために u と D の間に相関が生じる場合である。

プログラムの効果を測定する望ましい α を得るためには、 u と D の関係について何らかの仮定を置くことが必要となる。ひとつの方法としては、 ε の結合分布が2変数正規分布に従うと仮定し、(3)式をプロビット・モデルとして推計した後、その推定値より計算される $E(\varepsilon_i | Z_i, D_i)$ の推定値を(1)式に追加して α の望ましい値を求めるヘックマンの**2段階推定法**(Heckman(1978))がある。

また、**操作変数法**も問題を解決するひとつの方法である。(3)式の Z には含まれるが X には含まれない変数を探すことにより、プログラム受講の選択には影響を及ぼすが u とは独立な変数を見つけ、これを D の操作変数とする。この操作変数を用いることにより望ましい α の推定値を得ることが可能となる。

更に、アメリカのようにパネルデータの利用が可能であれば、パネルデータを用いて政策効果 α の望ましい値を推計することが可能となる。2段階推定法のように誤差項分布の仮定を設けたり、操作変数法のように操作変数を見つけるという面倒な手続きを踏まずとも、容易に推計が可能となる。(1)式の誤差項 u_{it} を、個人 i については特有であるものの時間 t については不変な個別効果と誤差項に分解できるものとする。このとき、 u と D の相関関係は個別効果を通してもたらされると考えることができるので、式から個別効果を消し去ることにより、望ましい政策効果の値である α の値を推計することができる。具体的には、同じ個人についてプログラム受講前と受講後の(1)式を推計し、その差をとることにより、個別効果を式から消し去ることができる(**固定効果モデル**)。

本稿では内容が極度に高度となることを避け、非実験的手法におけるサンプル・セレクション・バイアスの修正に関する詳細な説明を行わなかったが、より詳細な説明を希望する向きは、黒澤(2001)、Heckman, Lalonde and Smith(1999)などを参照されたい。

これまでもみたように、非実験的手法を用いる場合、サンプル・セレクション・バイアスをいかに回避するかということが問題となり、その修正方法としてかなり高度な計量経済学的手法を用いなければならなかった。こうした高度なテクニックを用いなければ、セレクション・バイアスを排除した望ましい推定値を得られないところに非実験的手法の問題点がある。

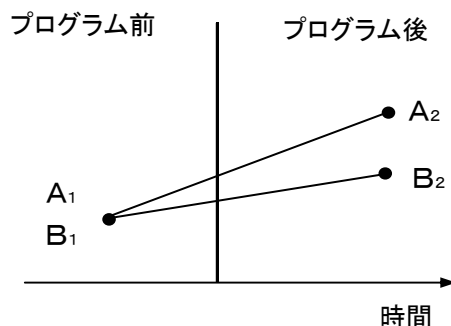
3.1.3 実験的手法 (Experimental)

実験的手法は、非実験的手法でみられたサンプル・セレクション・バイアスを回避するために、プログラムの運営機関が受講希望者を無作為に実験群と比較群に分類し、政策効果を測定する手法である。

図3-1-4は、実験的手法による政策評価の概念図である。これまでと同様に、 A は実験群を示し、 B は比較群を示す。添字の1ないし2は、それぞれプログラム実施前、実施後を示している。実験的手法の大きな特徴は、プログラムへの参加希望者を無作為に A_1 ないしは B_1 に振り分けることで、プログラム受講者と非受講者の属性が等しくなるようにしていることである。つまり、プログラム実施前の時点で、人為的に $A_1=B_1$ という状況を作り出しているのである。

$A_1=B_1$ であるため、プログラム実施に伴う政策効果は、 A_2-B_2 によって測定される。

図 3-1-4 実験的手法による政策評価の概念図



効果推定値 = $A_2 - B_2$

A: プログラムありの場合

B: プログラムなしの場合

出所: 同上

ところで、上記実験的手法によれば、セレクション・バイアスが全て回避できるかという点、必ずしもそうした結果とはならない。実験的手法に基づくセレクション・バイアスとしては、以下の2点が指摘されている。

まずひとつは、ランダム化バイアス (**Randomization Bias**) と呼ばれているバイアスである。これは、プログラム受講希望者の中から無作為にプログラム受講者を決定するという方法自体が、人々の受講決定に影響を及ぼし、プログラム受講者の属性がそうでなかった場合と比べて異なる場合を指す。例えば、通常のプログラムの運営では、特定の基準を満たすと思われる者のみに対して受講勧奨が行われるとしよう。通常の運営においては受講勧奨を受けられる確率が高く、受講を希望するであろう者も、無作為に受講が割り当てられるとなると、受講できなくなる確率が高まるために、受講を希望しなくなるかもしれない。このような場合、無作為割り当てが行われる場合の受講希望者は、通常のプログラム運営における受講希望者とは異なるから、推定されるプログラム効果が通常のプログラムの効果を示すとは必ずしも言えなくなる⁽³⁾。

続いて、代替バイアス (**Substitution Bias**) と呼ばれるバイアスがある。これは、比較群に属する非受講者が、対象となるプログラムと代替的な外部のプログラムを受講することにより生じるバイアスである。比較群に属する非受講者が外部のプログラムを受講することにより、そうでなかった場合に比べ成果（平均賃金など）が上昇することになる。そうした結果、本来測定されるべき受講者と非受講者の純粋な成果の差にバイアスが生じることになる。

このほかにも実験的手法におけるサンプル・セレクション・バイアスが指摘されている。プログラム終了後の受講者の就業率や平均賃金の上昇率など成果に関する達成目標がプログラム

の各運営機関に割り当てられている場合、運営機関担当者は意図的に再就職しやすい者や高賃金を得やすい者をプログラム受講者に割り当てがちである。こうした行為は **Creaming** と呼ばれている。無作為抽出を謳っておりながら、実際には受講者に質の高い者が分配される結果、サンプル・セレクション・バイアスが生じることになる。

こうしたバイアスが生じるという以外に、実験的手法の場合には倫理上の問題点が指摘されている。プログラムの受講希望者を、人為的に実験群と対照群に分類しているが、対照群に割り振られた非受講者の場合、受講希望を持ちながら受講ができないことになる。例えば、3.2 ではアメリカの訓練制度について説明が行われるが、アメリカの職業訓練パートナーシップ法 (Job Training Partnership Act) では、対照群に割り振られた者は 18 ヶ月間当該訓練を受講できないことになっている。正確な評価制度を確立するためとはいえ、プログラムへの参加を希望している者の参加権利を奪ってもよいのかという意見が多く出されているのも事実である。

また、実験的手法の問題点としてよく指摘される点は、多額の費用がかかり、しかもデータ収集者の心理的負担が大きいという点である。特に、データ収集にかかる負担の大きさは甚大だと言われており、そのためもあって実験群と対照群の抽出比率が 2 分の 1 ずつではなく、より負担の大きな実験群の場合抽出比率が 3 分の 1、そうでない対照群の場合 3 分の 2 とするなどデータの抽出割合にも影響を及ぼしている。プログラム参加希望者を無作為に実験群と対照群に分類する際に、さらにはプログラム終了後数年にわたりデータを収集しなければならないなど、非実験的手法に比べてコストがかかる点が指摘されている。

3.1.4 まとめ

かつて、LaLonde(1986)等の指摘により、実験的手法の優位性が喧伝されたことがあった。LaLonde(1986)の論文は政策評価に関するターニング・ポイントとなった論文であるが、彼はその論文の中で、実験的手法によって得られた結果と非実験的手法によって得られた結果は大きな隔たりがあることを明らかにした⁽⁴⁾。この論文を契機として、実験的手法導入に向けての議論が大いに高まっていくことになる⁽⁵⁾。

しかしながら、その後の動向をみると必ずしも実験的手法の優位性が主張されているわけではない。LaLonde(1986)の結果の一部はデータの粗さからもたらされたとする議論があり (Heckman and Smith(1995))、またその後非実験的手法の統計的厳密性に大きな改善がみられたこともあり (Heckman, LaLonde and Smith(1999))、Dar and Trannatos(1999)のように、非実験的手法の優位性を主張している論文も出てきている。

プログラムの実施という現実的な観点を考慮した場合、どちらの手法がより望ましいのかは判断が分かれるところである。ところで、黒澤 (2001) の指摘は当を得ているため、最後にその箇所を引用して本節を締め括ることとする。

「欧米諸国における最近の研究では、とくにデータ構築の重要性を強調したものが多い。訓練プログラムの平均的効果を推定するという目的において、その統計的厳密性という観点から

は、やはり実験的データの構築に基づく推定に勝るものはないであろう。しかし、理想的な実験的データの構築には、さまざまな困難が伴う。そこで、非実験的方法が現実性を持つのであるが、その場合でも、プログラム参加者および非参加者についての良質なデータを構築することが、正確なプログラム効果の推定値を得るためには極めて重要である。

まず、それが長期にわたって収集されるパネルデータであるほど、セレクション・プロセスについての特定化検定を行う余地が生まれ、訓練施策の長期的効果の測定が可能になる。またそうしたデータには、公的訓練プログラムへの参加状況だけでなく、個人や企業によって行われた他の教育・訓練や求職支援の参加状況や参加費用についての情報、ならびに訓練プログラムの成果指標として、賃金だけでなく、就業状態や労働時間の情報も含まれていることが望ましい。さらに、Heckman, Ichimura, and Todd(1997)に示されているように、比較対照データの母集団や調査項目を、プログラム参加者に対する調査と等しくすることによって、訓練プログラムの効果を測る上でのバイアスの多くを回避することができる。もちろん、理想的なデータをもってしても、置き換え効果⁽⁶⁾の存在や、貨幣価値に換算することの困難な便益や費用の存在など、訓練効果の測定には、さまざまな問題がつきまとう。しかしこうした問題の存在は、常に念頭に置かれるべきものであっても、評価の有用性を低下させるものではないはずである。」(p19~p20)

注

(1) Dar and Tzannatos (1999) で、政策評価の枠組みとして Scientific、Non-scientific という用語が使われている。本文にもあるように、Scientific は更に Experimental、Quasi-experimental という2つの分析手法に分類されている。

(2) 以下の記述の多くは、黒澤 (2001) の業績に大きく負っている。なお、プログラムの受講者と非受講者の属性をコントロールする方法について、Dar and Gill(1998)は本文での分類と多少異なり、以下の3つの手法に分類している。それらは、「観察可能な属性を回帰分析により調整する方法」(**Regression Adjusted for Observed Characteristics**)、「統計的マッチング」(**Matched Pair**)、「観察可能および観察不可能な変数を回帰分析により調整する方法」(**Regression Adjusted for Observed and Unobserved Variables**)の3つである。

Regression Adjusted for Observed Characteristics とは、文字通りプログラム受講者と非受講者の観察される属性の差を回帰分析によって修正する方法である。例えば、訓練プログラム受講の有無に関わらず、教育水準の高い者の方が高い成果を残している場合、回帰分析を用いて両グループの教育効果をコントロールすることにより、より信頼の置ける推定結果を得ることができる。

Matched Pair とは、プログラム受講者と非受講者の観察される属性が明らかに異なっている場合、異なる属性をコントロールするために、観察される属性に基づいて比較群のデータの中から実験群のデータに近似したサブグループを抽出し、双方を比較することにより政策評価を行う方法である。

上で説明した **Regression Adjusted for Observed Characteristics** により観察される属性をコントロールしても、プログラム受講者・非受講者両グループの観察されない属性 (例えば、個人の生得の能力) が異なっているために、推計された政策評価の値にバイアスが生じ、本来の推計されるべき結果とは異なる結果が生じる可能性がある。**Regression Adjusted for Observed and Unobserved Variables** とは、観察されない属性の違いに基づく上記セレクション・バイアスを修正する分析手法である。

(3) ここでのランダム化バイアスの例については、黒澤 (2001) の説明が非常にわかりやすかったため、ほぼそのままの形で引用している (p9)。

(4) LaLonde(1986)が、その論文で提示した具体的な内容は以下の通りである。彼は、不利な立場にある者たちに対して就労経験や職業相談などを提供するプログラムである NSW (National Supported Work) のデモ・プログラムを用いて、実験的手法によるプログラムの効果の推計を実施した。一方、CPS や PSID など外部データを用いて対照群を作成し、非実験的手法によるプログラムの効果を併せて推計し、実験的手法の効果と比較を行った。その結果、両者の推計結果は大きく異なっていることがわかった。

(5) 3.2節でも説明があるが、例えばアメリカでは、JTPA(Job Training Partnership Act)施行後、政策評価がうまくいっていないという事実が明らかになると、労働省は諮問委員会を設立し、政策評価に関する意見を求めている。労働省は諮問委員会の勧告を受け、非実験的データの構築を取りやめ、1986年より実験的データの収集を開始している。

(6) 置き換え効果については、本章の3.6で説明を加える。

【参考文献】

Dar, Amit and Indermit S. Gill (1998) “Evaluating Retraining Programs in OECD Countries: Lessons Learned.” *The World Bank Research Observer*, 13(1), The World Bank.

Dar, Amit and Zafiris Tzannatos (1999) “Active Labour Market Programs: A Review of the Evidence from Evaluations.” Social Protection Discussion Paper Series, No.9901, The World Bank, Washington D. C..

Heckman,James (1978) “Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System.” *Econometrica*, 46(3):931-959.

Heckman,James and Jeffrey Smith(1995) “Assessing the Case for Social Experiments.” *Journal of Economic Perspectives*, 9(2):85-110.

Heckman,James, Hidehiko Ichimura and Petra E. Todd(1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme.” *Review of Economic Studies*, 64(4):605-654.

Heckman,James, Robert Lalonde and Jeffrey Smith(1999) “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs.” In Orley Ashenfelter and David Card,eds., *Handbook of Labor Economics, Volume 3A*. Amsterdam:North-Holland.

黒澤昌子 (2001) 「職業訓練施策の評価：非実験的および実験的方法による検証のレビュー」『経済研究』(明治学院大学) No.120、pp.1-22.

LaLonde, Robert(1986)“Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data.” *American Economic Review*, 76(4):604-620.

宮川公男(1994)『政策科学の基礎』東洋経済新報社.

3.2 アメリカの政策評価

3.2.1 アメリカの職業訓練政策の概要¹

3.2.1.1 アメリカの職業訓練政策の特徴

アメリカでの職業教育は、①個人主導によって行われる企業外機関での教育、②OJT 中心の企業内訓練、の 2 点を合併した人材形成システムである。また、アメリカの職業訓練の実施機関は、公的機関、企業、労働組合、教育機関（総合大学やコミュニティ・カレッジなどの高等教育機関）、民間の職業訓練産業などである。

アメリカの公的職業訓練プログラムの多くの起源はニューディール政策であり、それゆえプログラムの対象者は低所得者層などの限定的なものである場合が多かった。1995 年の統計によれば、連邦政府実施による公的職業訓練関連の予算総額は約 210 億ドルであった。その一方で、企業がその従業員などを対象として行った企業内訓練は約 370 億ドルであり、民間の職業訓練産業の GDP が約 550 億ドルであったことから、アメリカにおける職業訓練は民間中心のものであることが分かる²。つまり、アメリカでは企業内で実施する職業訓練や民間の職業訓練産業による職業訓練が主であって、貧困層やマイノリティーなどを対象とした公的機関による職業訓練はそれらを補完するものとして位置付けられてきた。その中で、第二次大戦後、連邦政府レベルでは、主に 4 つの職業訓練政策が逐次的に施行された。これら 4 つの職業訓練政策の施行年、対象者、政策内容などについてまとめたものが、表 3-2-1 である。

第二次大戦後最初の連邦政府レベルでの職業訓練政策として、1962 年に人材開発訓練法（Manpower Development and Training Act: MDTA）が施行された。その後、1973 年に総合雇用訓練法（Comprehensive Employment and Training Act: CETA）が、1982 年に職業訓練パートナーシップ法（Job Training Partnership Act: JTPA）が、それ以前に施行されていた法律に取って代わるという形で施行されていった。そして、現在施行されている法律は、2000 年施行の労働力投資法（Workforce Investment Act: WIA）である。

WIA 施行以前は、非自発的失業者や長期失業者、低所得者層、福祉受給者など「経済的に不利な立場にある者（disadvantaged）」を対象に、教室型訓練（座学）や民間企業への職場内訓練（OJT）の委託といった職業訓練の受講援助を中心としたものであった。しかし、WIA では、①18 歳以上の全ての成人にまで職業訓練プログラムの受講対象者が拡張され、②職業訓練の受講援助は最終的な手段として位置付けられ、職業相談などの求職支援に重点が移される、という大きな変化がもたらされた。次節以降で、各職業訓練政策の概略についてみていく。

¹ 黒澤(2001a, 2001b)を参考にした。

² 沼田(2001, p179)。

表 3-2-1 アメリカの連邦政府レベルの職業訓練政策

施策名・施行年	対 象	施 策 内 容	改 正 点
MDTA 1962年	不利な立場にある者 (主に低所得者層)	<ul style="list-style-type: none"> ・ 教室型訓練 ・ 民間企業でのOJT委託 ・ 民間職業訓練機関への斡旋 	
CETA 1973年	不利な立場にある者 低所得者・失業者	<ul style="list-style-type: none"> ・ 上記プラス公共セクターでの短期就業経験 (PSE) 	<ul style="list-style-type: none"> ・ 地方政府への権限委譲 ・ 訓練受講者についてパネルデータの構築
JTPA 1982年	不利な立場にある者 非自発的失業者	<ul style="list-style-type: none"> ・ 教室型訓練 (民間職業教育機関、コミュニティ・カレッジなど) ・ 民間企業でのOJT委託 ・ 求職支援 	<ul style="list-style-type: none"> ・ PSE廃止 ・ 地方レベルへの権限委譲の一層強化 ・ 訓練受講者一人あたり支出削減 ・ 実験的データの構築と、それを用いた訓練施策評価の実施の義務付け ・ 地域産業の要請を訓練内容に反映
WIA 2000年	成人 低所得若年層	<ul style="list-style-type: none"> ・ 求職支援 ・ 集中的求職支援・包括的査定 (職業訓練) ・ 訓練 (OJT, 教室型, 基礎教育) 	<ul style="list-style-type: none"> ・ 対象者の拡張 ・ コアは求職支援、訓練を最後の手段と位置付ける ・ 地域産業との連携強化 ・ 各訓練プログラムのクオリティ・コントロール強化 ・ 情報開示の徹底と訓練バウチャー方式導入による訓練機関の競争促進

資料出所: 黒澤(2001a), pp156-157.

3.2.1.2 職業訓練を政府が行うことの理論的根拠³

政府が、経済的に不利な立場にある人に職業訓練を提供することが望ましいのかどうかについては、様々な意見がある。必ずしも政府が職業訓練政策を行わなくてもよいという立場のものは、政府が提供する職業訓練以外にも訓練を受ける機会がたくさんあるのだから、政府が訓練を行う必要はないという意見であって、これにも一理ある。

しかしながら、「市場または制度の失敗 (market or institutional failure)」がある限り、これらは政府が職業訓練を提供することの合理的な理論的根拠といえる。

市場の失敗として第一に挙げられるのは、訓練受講資金の借入れ制約である。例えば、民間職業訓練機関による教室型訓練は、普通は補助金の対象外であるが、低所得者は訓練を受ける

³ Friedlander, Greenberg and Robins(1997)。

ための自己資金を持っていない場合が多い。さらに、低所得者は担保も持っておらず、債務不履行の可能性が高いため、資金の借入れ制約に直面している。このように、資金の借入れ制約がある場合、政府による職業訓練の実施は正当化される。

第二に、公共職業訓練には公的教育システムの不十分な部分を補完する、という役割もある。

第三に、個人が将来に対する不完全な予測を持っていたため、あるいは主観的な時間選好率が高かったため学校を中退してしまった人に、教育訓練を受ける二度目の機会を与える、という意味合いを持つ（情報の不完全性）。

第四に、市場の失敗が生じている場合、低所得者に対する政府の訓練投資の社会的収益率は極めて高いものとなる。また、社会的収益率が市場利子率より低くても、公的資金を直接的所得移転に用いるよりも、経済的に不利な立場にある人に職業訓練を施したほうがより効率的であるとも考えられる。

また、この4点以外にも、副次的な目的として、福祉受給者の受給額を減らすこと、福祉受給者の労働時間を延ばすことの2点も挙げられる。福祉受給者が、職業教育訓練や雇用を自分たちの主たる経済的関心事として捉えていない可能性がある。よって、もし福祉受給者への政策の効果を考えるのであれば、彼らの積極的な訓練への参加を確実なものとするために、職業教育訓練への参加必要条件の合理的な設定が重要であることは明らかである。

上述した6点を理論的根拠とし、連邦政府は職業訓練政策を行っている。しかしながら、連邦政府の職業訓練政策実施の主たる目的は、あくまでも個人の収入を増やし貧困を減らすことであり、福祉関連の支出を減らし雇用を増やすことではない。

職業教育訓練には、積極的労働市場政策に分類されるものと、消極的労働市場政策に分類されるものの2種類があるが、これ以降では、積極的労働市場政策に分類されるMDTA、CETA、JTPA、WIAに着目する⁴。

3.2.1.2.1 人材開発訓練法（MDTA）

(1) MDTA の概略

第二次大戦後最初の連邦政府レベルでの職業教育訓練が、1962年施行のMDTAである。施行当初は、技術的・技能的な問題で解雇された労働者の再訓練を目的としていた。しかし、1964年の経済機会法（Economic Opportunity Act）の制定を受けて優先事項が変わり、経済的に不利な立場にあるものを対象者とする事となった。その政策内容は主に、①政府の訓練機関における教室型職業訓練（座学）、②地元の民間企業に委託して職場内訓練（OJT）を受けさせる際の補助金制度、③民間の教育・訓練機関への斡旋の三つで構成されていた。

⁴ 消極的労働市場政策に分類される職業訓練は、基本的に公的扶助の受給者を対象としている。代表的なものに、1962年施行のWork Incentive Program、1981年のOmnibus Budget Reconciliation Act、1988年のFamily Support ActとJob Opportunities and Basic Skills Training Program(JOBS)、1987年のFood Stamps Employment and Training Programなどがある。

また、1964年にはMDTAの下Job Corpsも創設され、経済的に不利な立場にある若年層を対象とした職業訓練プログラムが実施された。

(2) MDTAの政策評価

MDTAの政策評価についてであるが、職業訓練プログラムを受けた者について、受けたプログラムの内容、プログラムを受ける前後の収入や就業状態、および個人属性などについての定期的な調査が行われていなかったため、推定されるモデル・政策評価も限定的なものにならざるを得なかった。

3.2.1.2.2 総合雇用訓練法 (CETA)

(1) CETAの概略

具体的な職業訓練プログラムは、連邦政府より地方レベルで産業構造や経済の状況に応じて決定された方がプログラムの効率をより向上させることができるだろうと考えられるようになった。そのため、1973年にMDTAが廃止され、CETAが施行された。CETAでは連邦政府からの資金を用いて訓練プログラムを運営する権限が、州や地区に委譲された。そして、プログラムの対象者は、地区内の経済的に不利な立場にある者・低所得者・失業者などである。

また、MDTAとのもう一つの大きな相違点は、公共セクターでの短期就業経験(Public Service Employment: PSE)という雇用創出のためのプログラムが追加されたことにある。このPSEは、カーター政権下で非常に拡大した。

つまり、CETAの政策内容はMDTAの3本柱から、4本柱になった。MDTAと同じ①教室型訓練、②民間企業へのOJT委託、③就業経験(Work Experience: WE)の3つに加えて、上述した④PSEの4つが主な政策内容であった。②の民間企業へのOJT委託は、民間企業における就業経験であるが、この費用は連邦政府からの補助金で賄われた。つまり、企業は発生した訓練費用の払い戻しを受けられるのである。また、④のPSEは公共セクターにおける就業経験のことであるが、これも補助金によって費用が賄われた。

1980年の大統領選でロナルド・レーガンが大統領に選出され、共和党が政権を握ると、議会は連邦の職業訓練政策の大幅な見直しを行った。その結果、連邦政府の社会保障プログラムへの支出に関して大幅な削減が行われ、CETAは削減の主たるターゲットとなった。CETAの施行状況の見直しの際に、CETAの下資金提供を受けて行われた地方主導の職業訓練プログラムの管理ミスやPSEのコストに関する報告が数多くなされ、CETAの総コストが1978年時点で70万ドルにも及ぶことが明らかになった。特に、PSEが汚職・賄賂の温床となり、かつ不正な業務管理が行われていたことが明らかにされた。

これらの結果を受けて、レーガン政権となって早い時期の1981年にはPSEが廃止され、1982年にはついにCETAがJTPAに取って代わられることとなった。

(2) CETAの政策評価

MDTAにおける政策評価が、評価システムが未整備であったため不十分に終わったことを受

けて、CETA 施行直後にアメリカ労働省（The Department of Labor: DOL）は政策評価システムの構築に着手した。その努力の主たる結果が、The Continuous Longitudinal Manpower Survey (CLMS) である⁵。これは、CETA プログラム参加者についてのデータで、プログラムを受けた者に対して、2-3 回の追跡調査を行うことで収集された。1975 年からデータ収集が開始され、四半期ごとに連邦レベルで無作為抽出法によって収集された。CLMS は、①CETA における訓練受講状況、②訓練受講者の家族構成や個人属性、及び訓練プログラム修了後の労働市場における活動状況、③プログラム受講前と受講後の収入についての時系列データ、の三種類のデータを各サンプルについて寄せ集めたものである。この三種類のデータは別個に収集されたもので、①に関しては CETA の運営者記録 (administrative records) から得られた。②に関しては、家族構成や個人属性についての情報は CETA 参加直後にインタビュー調査で得られ、プログラム修了後の労働市場活動についての情報は 2-3 回のフォローアップインタビュー調査によって集められた。そして、③については、社会保険庁のデータから得られたものである。

CLMS は CETA 受講者の職業訓練参加パターンについては有益な情報を提供してくれるが、プログラム非受講者についての情報は含まれないため、職業訓練が修了後の収入に与える影響を評価するのに適したデータセットとはいえなかった。よって、政策評価を行うために必要な比較対照者（プログラム非受講者）についてのデータセットを確保するために、DOL は Current Population Survey (CPS) のサンプルのうち、社会保険庁から収入データを確認できるサンプルについて抽出する、という方法をとった。つまり、プログラム受講者の比較対照者についてのデータとして、CPS から再抽出されたものが利用されたのである。

上述した CLMS の作成、すなわち三種類のデータの寄せ合わせや CPS からの比較対照グループの作成などのデータベースマネジメントと、CLMS を用いた訓練終了後の収入に与える影響についての非実験的方法による政策評価の実施について、DOL は Westat 社と契約をした。Westat 社は、データ作成当初から、比較対照グループの作成がうまくいっていないことを認識しており、「現時点で、比較対照グループと訓練参加者グループがどれだけ比較可能なものであるかは、単純には分からない」と DOL に報告していた。その後も、DOL と Westat 社は分析により適当な比較対照グループの作成の努力を続けたものの、必ずしもうまくいかなかった。その一方で、DOL と米議会予算局 (The Congressional Budget Office: CBO) は、信頼にたる政策評価を行う分析手法を見つけるために、CLMS を用いた CETA に関する非実験的研究を外部研究者に委託した。しかしながら、外部研究者に委託した CETA の政策評価についての研究が完了・結果報告される前に、前節で述べた理由で、CETA そのものが廃止され、その代わりに 1982 年から JTPA が施行されることとなった。

政策評価の結果についてであるが、ほぼ共通して得られている結果は、成人女性については

⁵ Hotz (1992) を参考にしている。

収入増加の効果がある、というものである。しかし、プログラム受講者のデータセットに対してサンプル・セレクション問題が発生し、利用された推定方法に政策評価の推定値が敏感に反応することとなり、政策評価についての頑健な推定値は得られなかった⁶。

3.2.1.2.3 職業訓練パートナーシップ法(Job Training Partnership Act: JTPA)

(1) JTPA の概略

1982年にCETAが廃止され、それに代わる政策として施行されたのがJTPAである。前述したとおり、JTPA制定にあたって、議会では、PSE制度の非効率的な運営と、職業訓練における公的介入の理論的根拠についての再検討が行われた。その結果、JTPA施行に先立つ1981年にPSE制度が廃止された。PSE制度が廃止されたため、プログラム受講者一人当たりの支出は大幅に削減された。その一方で、プログラムの対象は非自発的失業者のすべてに拡大された。

JTPAのプログラムに必要な経費については連邦政府の負担となっていた。連邦政府からの予算の配分については、個別的なプログラム⁷ごとの運営資金が各職業訓練サービス実施地域(Service Delivery Area: SDA)へと配分されるという方法がとられた⁸。予算ができるだけ訓練プログラムそのものに対して使われるように、SDAへの予算配分額の50%以上を直接の訓練経費とすること、全体の管理経費は20%以下とすることなどの基準が定められた⁹。また、議会はJTPAへの支出額を大幅に削減した。具体的には、初年度の支出額は36万ドルにまで減らされた(1978年のCETAの総コストが70万ドル)。

職業訓練への公的介入についての再検討が行われた結果、JTPAは以下4点について改善されることとなった。第一に、職業訓練プログラムの設計と実施に関して、州政府にさらなる権限と責任が譲渡された。第二に、産業界のニーズと地方政府によって決められた訓練プログラムとの間により密接な関連性をできるだけ早く作り上げるために、州は民間部門とのパートナーシップの構築を要求された。つまり、訓練プログラムの内容については、地区ごとに、民間企業や組合・教育機関などとの間の協議に基づいて制定し、地場企業の要請に柔軟に対応させることが法的に定められた。第三に、所得移転やPSEを廃止する一方で、経済的に不利な立場にある人への訓練を集中的に行うこととした。そして第四に、アメリカ経済の構造変化のせいで仕事を失った労働者に対して、再訓練プログラムを行うことが定められた。

そしてJTPAの主な政策内容は、①民間職業教育機関、コミュニティ・カレッジなどにおける教室型訓練(座学)、②地元の民間企業に委託して職場内訓練(OJT)を受けさせる際の補助金制度、③就職斡旋の3つから構成されることとなった。

⁶ Barnow(1987)で、CETAの政策評価に関するサーベイがなされている。

⁷ タイトルII-A、II-B、II-Cなど、JTPAプログラムは細分化されている。

⁸ SDAはJTPA実施のために設けられた制度である。労働市場の状態によって、州知事が指定した。JTPAでは、その地域の人口が20万人以上であれば、指定が可能であった。

⁹ 岡崎(1996, p93)。

(2) JTPA の政策評価¹⁰

JTPA は DOL に対して、以下のように明示的に指示した：「JTPA の下で実施されるプログラムの効果について評価しなければならない。特に、訓練参加者の雇用と収入の増加、所得補助費用の減少、税収の増加、訓練期間、及び雇用時の状況・雇用形態、プログラム修了後の少なくとも一年間の訓練参加者の労働市場での経験についての情報、かつ比較可能なそのほかの訓練参加者および雇用者についての情報を集めなければならない」¹¹。

訓練参加者に対する職業訓練の効果を測定するようという JTPA における規定に従って、DOL は CETA のときと同じように、非実験的政策評価システムの構築を始めた。そして、CLMS は The Job Training Longitudinal Survey (JTLS) に取って代わられた。

この JTLS は二段階標本抽出法でサンプリングが行われた。まず、SDA を抽出し、次に抽出された SDA の中からプログラム参加者を抽出するという方法である。また、収入データとして、社会保険庁のデータを用いないこととなった。さらに、DOL は CPS に比較対照グループを構築するために、予備的調査を行うよう要請した。それによって作成されたデータベースが、The Survey of History of Work (SHOW) である。

JTLS と SHOW 作成の途中過程で、1970 年代後半に DOL と CBO が外部研究者に委託した CETA についての政策評価研究が次々と DOL に提出・報告された。これらの研究はまちまちの評価結果を報告しており、かつ新たに考えられたセレクションバイアス問題を解決するための計量分析手法が、データに対して非常にセンシティブかつ不安定であることも明らかにした。

CETA における政策評価がうまく機能していないという事実を受けて、1984 年の終わりに DOL は JTLS Technical Advisory Panel (諮問委員会) を設立した。この諮問委員会の目的は、①過去の政策評価の分析手法及び分析結果の妥当性を評価すること、②JTPA に関する政策評価を行うために有効な代替りのデータ設計・収集し、それを評価すること、である。

諮問委員会は設立後 1 年間、過去に行われた政策評価研究に対する評価と、人材開発訓練評価の専門家との相談という作業を行い、報告書を 1985 年 11 月に発表した。その結果、訓練参加者グループと比較対照グループの本質的な違い、すなわちセレクションバイアスのせいで、「過去の政策評価研究は、どの点をとって見ても、正しいものはないと言えるだろう」と結論付けている¹²。

諮問委員会はこれら政策評価研究に対する再評価の結果を受けて、JTLS および SHOW のような非実験的データの構築を取りやめ、実験的データの構築をするように DOL に提言した。そして 1986 年の初めに DOL はこの提言を受け入れ、Title II-A プログラム¹³を実行・評価する

¹⁰ Hotz(1992)、Bloom et al. (1997)を参考になっている。

¹¹ JTPA, Section 454. [a]。

¹² さらに後年、Laronde and Maynard(1987)も報告され、非実験的方法では正確な政策評価はできないこと、が指摘された。

¹³ JTPA は、タイトル II-A、II-B、II-C などの個別的ないくつかのプログラムから構成されている。タイトル II-A は経済的に不利な立場にある成年と若年層を対象としたプログラムである。

こととした。つまり、その諮問委員会は、政策の平均的な効果をより正確に推定するためには、実験的データの構築が唯一の解決策であると考え、その構築を義務付けることとしたのである。

実験的データの構築だけでなく、実験的データを用いた JTPA の個人の就業率や収入への影響の分析とともに、福祉受給額や所得税収入ならびに犯罪率などへの効果を計測し、加えて費用－便益分析に基づいたプログラムの費用対効果を検証することも法令の中に義務付けられた。

実験的方法には膨大な実行費用がかかり、かつ倫理的にも問題がないわけではない¹⁴。しかしそれよりも、訓練の平均的効果をより正確に測ることを重視して、国をあげての実験的方法によるデータ収集にまで踏み切った米国政府の決断の意義は大きいと評価されている。

そして、JTPA を評価するために 1986 年に収集が始まった実験的データが、The National JTPA Study¹⁵である。DOL がデータ設計・収集と分析の委託先として選択したのは、Abt Associates、Manpower Demonstration Research Corporation、ICF 社、National Opinion Research Center の 4 つである。

The National JTPA Study に自主的に参加を表明した SDA のうち、16 の SDA がサンプル地域として選ばれた。そして、この 16 の SDA に属している Title II-A 登録者がサンプルとなった。よって、The National JTPA Study はナショナルサンプルとは言えない。

そして、共通して得られている政策評価の結果は、若年層に対しては JTPA 以前の政策と同様にほとんど効果が見られないが、成人についてはプラスの効果が計測されている、ということである。また、プログラムの形態別では、非自発的失業者を含む成人一般に対して最も費用対効果的なのは求職支援であるという結果が得られている¹⁶。

3.2.1.2.4 労働力投資法 (Workforce Investment Act: WIA)¹⁷

(1) WIA 施行の背景¹⁸

JTPA が廃止され、2000 年にそれに代わる政策として WIA が施行された。アメリカにおいて職業訓練充実化の議論が登場してきた直接の契機は、1980 年代のアメリカ経済の失速にあるといわれている。とりわけ、1990 年代にはいると、政策評価に関する様々なレポートが発表され、それを受けて 1992 年の大統領選挙ではこの職業訓練が大きな争点の一つとなった。WIA の施行は、この流れの中にある。

¹⁴ 実験的方法とは、訓練プログラムへの参加資格をもつ希望者を、無作為に参加者(Treatment group)と非参加者(Control group)とに割り当て、それら 2 つのグループについてのデータを収集し、それを利用して訓練効果を推定するという方法である。非参加者グループは 18 ヶ月間、訓練に参加することが許可されなかった。また、適格な Title II-A 登録者のうち 3 分の 2 は参加者グループに割り当てられ、3 分の 1 は非参加者グループに割り当てられた。

¹⁵ The National JTPA Study は Title II-A のみを調査対象としている。

¹⁶ Bloom et al. (1997), LaLonde(1995)など。

¹⁷ Shaw and Rab(2003), 沼田(2001)に拠っている。

¹⁸ 沼田(2001)に拠っている。

また、1995年時点で、連邦政府の実施するプログラム数は163、関係機関が15にもおよんだ。このように数多くのプログラムが実施されている状況では、プログラムの情報にアクセスを希望するものにとって、極めて困難を伴うものである。かつ、職業訓練を実施する公的機関の訓練成果に対する責任の所在が曖昧でもあった。つまり、プログラム受講者がプログラム修了後に実際に就職できたのか、または嫁得収入が上昇したのかなど、プログラム修了者の動向について追跡調査を行っていた機関が少なかったのである。

このような流れを受けて、職業訓練によって労働力の生産性を向上させ、国際競争力を高め、福祉依存度を低下させることを目的として、WIAが施行されることとなった。

(2) WIAの概略

WIAでは、それまでの訓練政策評価の実証分析に基づいて、求職支援の部分が大幅に拡充された。訓練支援は、各種の求職支援を得ても就業機会を得られない、あるいは就業を継続できない人々だけに対する“最後の手段”として行われることになった。また、プログラムの対象者が成人全体にまで拡張されたことも注目に値する。

WIAは、①簡便なサービス、②個別労働者の支援強化、③地域を超えた情報の集積、④訓練成果に対する責任の明確化、⑤地方組織の強化、⑥州・地方の柔軟な政策、⑦就職させることを一番の目標とする、の7つの特徴をもつ政策となっている。①、②、③については、具体的には職業訓練政策に関連する政府のあらゆるサービスを、地区ごとに設置されたワンストップ・センターで一括供給することとなった。④については、職業訓練成果についての徹底的な情報開示を職業訓練機関に義務付けた上で、個人への支援としてバウチャー制度¹⁹が導入されることとなった。

⑤、⑥については、地域ベースの労使合議による、各訓練プログラムの成果指標に基づいた訓練内容の継続的なクオリティ・コントロールが行われることとなった(図3-2-1)。WIAは連邦法であるため、この法の運用責任は連邦政府(労働省・雇用訓練局)にある。しかし、WIAにおいて定められている連邦政府の権限は、予算の配分など限られた範囲に限定されており、実際の訓練計画の策定などは州におかれる州労働力投資委員会²⁰に委ねられている。そして、地域に密着した計画の策定や、ワンストップセンターの職員の選定(ワンストップセンターについては後述)、職業訓練機関の指定など広範かつ重要な決定は、地区ごとに設置される地区労働力投資委員会が担うようになっている。つまり、地方レベルの権限の強化と柔軟な政策が行える制度が整えられているのである。

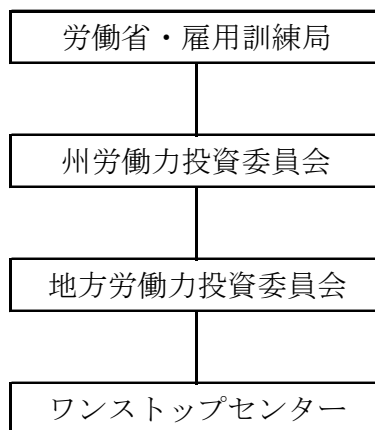
さらに、⑦については、情報の不完全性を緩和させるための求職支援に重点を置き、訓練へ

¹⁹ 実際の法令では、「バウチャー」という用語は使われておらず、“individual training account”が利用されているが、これは本質的にはバウチャーと同様の機能を持つため、ここではバウチャーと訳出している。

²⁰ 州労働力投資委員会も地区労働力投資委員会も、行政や産業界、労働組合および教育・訓練機関の代表などから成る。

の直接的支援を最後の手段と位置付けることとなった²¹。

図 3-2-1 WIA 運営組織の概略



出所: 沼田(2001, p185)

(3) 訓練成果についての説明責任システム (Accountability system)

WIA では、民間職業教育機関、コミュニティ・カレッジなどが提供する訓練プログラムが“公的訓練プログラム”として認められるための手続きが厳格になった。また、職業訓練プログラムを提供するためには、指定職業訓練機関として認定されることが必要となった。

具体的には、各州と各地区に労働力投資委員会を設置し、州レベルの州労働力投資委員会で定められた基準に基づいて、地区レベルの地区労働力投資委員会が、訓練機関の各プログラムを年に一度認定することが義務づけられた。

JTPA では職業訓練機関に訓練成果についての報告義務はなかった。しかし、WIA は全ての職業訓練機関に、年に一度、彼らの訓練受講生のパフォーマンスに基づいた職業訓練機関に関する情報を報告しなければならない、と義務付けた。提供が義務付けられたプログラムの成果指標には、訓練の修了率、修了者の就業率や初任給などが含まれている。さらに、訓練受講者とその雇い主の満足度についても、報告しなければならなくなった。これらが、基準に満たない場合は、公的訓練プログラムとしての資格を失うことになる。

また、JTPA では職業訓練機関に適格要件を課さなかったが、WIA においては全ての訓練プログラム提供者が連邦政府または州政府によって職業訓練機関としての資格を認められなければならないとした。連邦政府または州政府によって承認された指定職業訓練機関は、プログラム参加者の経過報告義務があり、義務づけられている報告を怠ったり虚偽の報告をした場合には、その資格が取り消されることとなる。

そして、これらの情報は全て、ワンストップセンターに提供されることとなった。

²¹ 沼田(2001, p185)。

(4) ワンストップセンターと求職支援

求職支援は WIA における主たるプログラムとして位置付けられている。具体的には、求職者のもつ技能レベルの評価、キャリア・カウンセリング、求人・求職情報や教育・訓練機関の各種訓練サービスについての情報提供、求人のある仕事に必要な技能についてのアセスメントなど多岐にわたる。そして、これらほとんどの情報は、ワンストップセンターにおいて職業訓練受講希望者に提供される。

ワンストップセンターは、訓練受講希望者に前述したプログラムの成果指標に加えて、修了者の新しい職場での定着率や就職後 6 ヶ月目の給与などの情報も提供される。各教育訓練機関の業績に関する情報を通じて、訓練受講希望者がどの訓練に参加したら訓練目標、就職目標を達成できるのかを知らせるシステムなのである。そして、訓練受講希望者はそれらの情報をみて、使用する教育訓練機関を決定するのである。WIA のサービスを受けることを希望するものは全員、ワンストップセンターをエントリーポイントとしなければならないとされている。

また、求職支援サービスは、①コアサービス、②集中的サービス (Intensive service)、③職業訓練、の三層のヒエラルキー構造となっている。①のコアサービスは、連邦政府がイニシアチブをとって運営しているデータベースへのアクセス、失業保険給付申込書の記入の補助、就職先の紹介などを指す。②の集中的サービスは、コアサービスだけでは就職先を見つけられなかった成人が使用できる。これは、技能レベルチェック、カウンセリング、個人の就職プランの開発も含む。そして、③の職業訓練サービスは、コアサービス及び集中的サービスを用いても就職できなかった人だけが受けられる。

(5) 訓練バウチャー方式

ワンストップセンターにある情報資源を用いただけでは就職できない人たちに、理論的には訓練バウチャーが与えられる。そして、訓練バウチャーを与えられた人が適当な職業訓練プログラムを選択する。つまり、訓練バウチャーを与えられた人に選択された職業訓練機関だけが、連邦政府からの資金を獲得できるのである。

(6) WIA における競争市場原理

WIA は顧客主導型の政策 (customer-driven policy) である。顧客とは、訓練受講生を指す。つまり、職業訓練機関は受講者を獲得できなければ、訓練バウチャーによる資金を獲得することはできない。よって、訓練機関は顧客 (= 訓練受講生) を得られなければ市場から撤退しなければならない。

また、顧客 (= 訓練受講生) が職業訓練選択に関する情報を十分に得られるように、情報収集システムが作られている。この情報収集システムを支えているのが、前述した訓練成果に対する包括的な説明責任システムである。

つまり、JTPA の下では、職業訓練機関は州政府によって配分される連邦政府資金の争奪競争を行っていたが、WIA の下では顧客 (= 訓練受講生) 争奪競争を行わなければならないので

ある。

しかし、プログラムの成果報告の義務付けなどの厳しい情報開示・競争原理の導入が、各職業訓練機関やコミュニティ・カレッジなどにとって大きな負担となっており、職業訓練機関自体がプログラムへの参加そのもの、あるいは積極的な参加を拒否する例もみられ、訓練提供機関や提供される訓練そのものの質の低下が生じている、との報告がなされている。

また、前述した求職支援サービスがヒエラルキー構造となっているため、職業訓練の受講には事実上制約がかかっている。そのため、受講希望者という顧客が自由に職業訓練という商品にアクセスできなくなっており、多くの職業訓練機関が WIA 施行後は訓練受講者数が減少したと報告している。WIA は効率的な運営を目指して市場競争原理を導入したものの、このような矛盾も抱えているのである。

3.2.2 政策評価

本節では、アメリカ連邦政府レベルで施行された職業訓練政策のうち、MDTA、CETA、JTPA の 3 つに関する政策評価研究についての概観を行う²²。ここで取り上げる政策評価研究は、研究者が独自に行ったものである。また、取り上げる論文の分析者、分析結果などについての概略は節末の表 3-2-2 にまとめてある。

3.2.2.1 MDTA について

MDTA の訓練プログラムを受講者が受けたサービスの内容、サービスを受ける前後の収入や就業状態、および個人属性などについての定期的な調査が行われていなかった。そのため、推定に用いられるデータ及びモデルは限定的なものにならざるを得なかった。なおかつ、政策評価もサンプルセレクションバイアスの影響を強く受けたものとなってしまった。

代表的な政策評価の研究論文として、Ashenfelter (1978) が挙げられる。1964 年に MDTA の教室型訓練を受講したものを分析対象とし、受講したものの年間収入が増えるかどうかを評価した論文である。分析の結果、黒人男性・白人男性、黒人女性・白人女性のすべてに関して、MDTA の教室型訓練は年間収入を増大させることが明らかにされた。

この Ashenfelter (1978) と同じデータについて、計量モデルを改善した上で分析を行ったのが、Bloom (1984) である。分析対象者は Ashenfelter (1978) と同じ MDTA の教室型訓練の受講者であるが、計量モデルとして固定効果モデルを用いた。パネルデータを用いて固定効果モデルで政策の効果を推定すると、時間の経過による変化、すなわち「個別効果 (individual effects)」の影響を消し去ることができる。こうすることによって、訓練修了後の賃金への MDTA の効果は、Ashenfelter(1978) の推定値よりも男性・女性ともに大きいという結果を得ている²³。

²² LaLonde(1995)、Friedlander, Greenberg and Robins (1997) で詳細なサーベイがされている。

²³ Ashenfelter(1978) では、訓練修了後の男性の賃金上昇幅は 0~300 ドル、女性については 400~500 ドルと推定しているが、Bloom(1984) では、男性については 500~800 ドル、女性については 600~800

これら以外にも、Gay and Borus (1980)が挙げられる。これは、1968年12月から1970年6月までの間にMDTAに参加した者を分析対象者とし、彼らの1973年の年間収入に対するMDTAの影響を計測した分析である。1973年のデータを用いることで、職業訓練の長期的な効果を分析した研究ということになる。分析の結果、全体についてはMDTAの年間収入に対する長期的な影響はプラスであることが明らかにされた。さらに、黒人女性・白人女性についてもプラスであることが分かった。しかし、黒人男性・白人男性についての影響は明らかにならなかった。

また、Cooley, McGuire and Prescott (1979)は、1969年、1970年、1971年にMDTAの教室型訓練とOJT訓練に参加したものを分析対象として、MDTAが年間収入に与える影響についての研究である。分析の結果、単純な分析の結果からは、MDTAそのものは、男性の年間収入にはプラス、男性の就職確率にもプラスの影響を与え、女性の年間収入については男性よりも大きくプラスの影響を受けることが分かった。しかしながら、景気循環の影響・訓練を受講してからの時間の経過の影響・コーホート効果を考慮に入れたり、年齢・性別・受講プログラムの違いなどでサブグループ化したりして分析すると、必ずしも一致した結果は得られないことも明らかにされた。つまり、分析手法やデータそのものに対して、政策評価の推定結果はセンシティブに影響を受け、頑健な推定値ではないことが明らかにされた。このことから、著者たちは、職業訓練の効果を正確に測定するためには、実験的データを構築しなければならないと論文中で提言している。

MDTAは①男性・女性両方の訓練修了後の年収に対してプラスの影響を与えること、②男性よりも女性の年収に対してより大きなプラスの影響を与えること、③就職確率については、男性に対してプラスの影響を与えること、の三点がMDTAの政策評価研究におけるほぼ共通した見解といえよう。しかしながら、MDTAの効果を測定するための特別なデータが作成されたわけではなく、推定結果はサンプルセクションバイアスの影響を強く受けたものであることに留意が必要である。

3.2.2.2 CETA について

MDTAにおける政策評価が不十分に終わったため、CETA施行直後に、アメリカ労働省(The Department of Labor: DOL)は政策評価システムの構築を求め始めた。その努力の主たる結果が、The Continuous Longitudinal Manpower Survey (CLMS)である。本節では、このCLMSを用いて研究者が行った研究を紹介する。

Dickinson, Johnson and West (1986)は、CETAの訓練プログラムを受講することによって年収が増えるかどうかについて分析した。その結果、成人男性の年収については、CETAはマイナスの影響を与えることが明らかにされた。このことは、訓練プログラムを受講することによって職を見つけやすくなるものの、高い収入の職業には就けないことを示唆しているといえよ

ドルと推定している。

う。また、成人女性の年収についての影響は明らかにならなかった。

次に、Bassi(1983)では、CETAの訓練プログラムの修了後の年収が訓練受講前と比べて増大しているかどうかを分析している。分析の結果、白人女性およびマイノリティの女性の年収に対して、CETAはプラスの影響を与えていることが示された。その一方で、マイノリティの男性の年収に対する影響は明らかにされなかった²⁴。つまり、女性のほうが男性よりもCETAへの参加から便益をより受けているという結果がえられたのである。

以上二つの研究は、非実験的方法で行われたものである。訓練参加者についてはCLMSから得ているが、比較対照グループについてはCPSから作成したものである。よって、訓練参加者と比較対照グループには、生まれ持った能力に差があるかもしれず、職業訓練の影響を過剰に捉えている可能性を否定できない。また、比較対照グループのうち、分析対象年以降にCETAに参加している可能性がある。そのため、CPSから抽出・作成されたデータが、本当に比較対照グループとして適当であるかが分からない。

しかしながら、このように推定結果にバイアスがかかっている可能性は否めないものの、CETAにおいては男性よりも女性のほうがより大きな便益を受けている。

3.2.2.3 JTPA について

訓練参加者に対する職業訓練の効果を測定することを定めた JTPA の規定²⁵に従って、DOL は CETA のときと同じように、JTPA 施行直後は非実験的政策評価システムの構築を行うこととした。そして、CLMS に代わって、The Job Training Longitudinal Survey(JTLS)が作成されることとなった。

しかし、JTPA 施行後に CETA における政策評価がうまく機能していないという事実が明らかになると、1984 年の終わりに DOL は JTLS Technical Advisory Panel(諮問委員会)を設立した。そして、諮問委員会は JTLS などの非実験的データの構築を取りやめ、実験的データの構築をするように DOL に提言し、DOL はそれを受け入れた。その結果 1986 年にデータ収集が開始された実験的データが、The National JTPA Study である。

Anderson, Burkhauser and Raymond (1993)は訓練修了後の就職確率に対して、JTPA がプラスの影響を与えるかどうかを分析した論文である。ただし、この論文は実験的データを用いた分析ではない。分析対象としてテネシー州のデータを用いているが²⁶、訓練受講者グループとして JTPA Title II-A 78% Programs を受講したものについてテネシー州 JTPA 庁 (JTPA agency) が収集したデータを、比較対照グループとして CPS から作成したデータを用いている。サンプルセレクションやクリーミングの影響を排除するために、計量モデルとして Bivariate Probit 分析が用いられている。分析の結果、JTPA の訓練プログラムは、女性、児童扶養世帯

²⁴ 白人男性サンプルは高所得者に偏っており、ランダムサンプリングとは言い難いため、推定結果については本文中では報告されていない。

²⁵ JTPA, Section 454. [a]。

²⁶ テネシー州の JTPA 庁が JTPA のプログラム受講者全員に関するデータを収集している。

補助(AFDC)または追加保証所得 (Supplement Security Income) 受給者、都市部居住者、高齢者の就職確率を高める効果があることが明らかになった。一方、黒人の就職確率に対する影響は、統計的に有意な結果はえられなかった。

表 3-2-2 米国の政策評価に関する主な研究

分析者 (論文の発表年)	政策名	分析内容	評価結果
Ashenfelter (1978)	MDTA	年間収入への影響	黒人男性： +
			白人男性： +
			黒人女性： +
			白人女性： +
Cooley et al. (1979)	MDTA	年間収入と就職確率への影響	<年間収入>
			男性： +
			女性： +
			<就職確率>
			男性： +
Gay and Borus (1980)	MDTA	長期的年間収入への影響	女性： ?
			全体： +
			黒人男性： ?
			白人男性： ?
			黒人女性： +
Bloom (1984)	MDTA	年間収入への影響	白人女性： +
			男性： +
Dickinson et al. (1986)	CETA	年間収入への影響	女性： +
			男性： -
Bassi (1983)	CETA	年間収入への影響	女性： ?
			白人女性： +
			マイノリティの女性： +
Anderson et al. (1993)	JTPA	就職確率への影響	マイノリティの男性： ?
			女性： +
			黒人： ?
			福祉受給者： +
			都市部居住者： +
Bloom et al. (1997)	JTPA	収入への影響	高齢者： +
			成人女性： -
			成人男性： +
			若年女性： ?
			若年男性・逮捕者： ?
			若年男性・非逮捕者： -

資料出所： 筆者作成

そして、Bloom et al.(1997)では、実験的データである The National JTPA Study を用いて、JTPA Title II-A が年間収入に与える影響についての分析を行っている。分析の結果、訓練プログラムには、成人女性および成人男性の年間収入を増やす効果が、若年男性で逮捕の経験があるものについては年間収入を減らす効果があることが分かった。また、若年女性と若年男性で

逮捕の経験がないものの年間収入への影響は明らかにならなかった。

つまり、JTPA における訓練プログラムは成人に対してはプラスの影響を与えているが、若年層に対してはマイナスの影響または効果がないとの推定結果が、ほぼ共通してえられている。

【参考文献】

- Anderson, Kathryn H., Richard V. Burkhauser and Jennie E. Raymond (1993) "The Effect of Creaming on Placement Rates under the Job Training Partnership Act," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 4: pp613-624.
- Ashenfelter, Orley (1978) "Estimating the Effect of Training Programs on Earnings," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 1: pp47-57.
- Barnow, Burt S. (1987), "The Impact of CETA Programs on Earnings: A Review of the Literature," *Journal of Human Resources*, Vol. 22, No. 2, 1987: pp157-193.
- Bassi, Laurie J. (1983) "The Effect of CETA on the Postprogram Earnings of Participants," *Journal of Human Resources*, Vol. 18, No. 4: pp539-556.
- Bloom, Howard S. (1984) "Estimating the Effect of Job-Training Programs, Using Longitudinal Data: Ashenfelter's Findings Reconsidered," *Journal of Human Resources*, Vol. 19, No. 4: pp544-556.
- Bloom, Howard S., Jarry L. Orr, Stephen H. Bell, Geroge Cave, Fred Doolittle, Winston Lin and Johannes M. Bos (1997) "The Benefits and Costs of JTPA Title II-A Programs: Key Findings from the National Job Training Partnership Act Study," *Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 3: pp549-576.
- Cooley, Thomas F., Timothy W. McGuire and Edward C. Prescott (1979) "Earnings and Employment Dynamics of Manpower Trainees: An Exploratory Econometric Analysis," *Research in Labor Economics, Supplement 1: Evaluating Manpower Training Programs*, Edited by Bloch, Farrell E., JAI Press Inc.: pp119-147.
- Dickinson, Katherine P., Terry R. Johnson and Richard W. West (1986) "An Analysis of the Impact of CETA Program on Participants' Earnings," *Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1, 1986: pp64-91.
- Friedlander, Daniel, David H. Greenberg and Philip K. Robins (1997) "Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantaged," *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 4: pp1809-1855.
- Gay, Robert S. and Michael E. Borus (1980) "Validating Performance Indicators for Employment and Training Program," *Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 1: pp29-48.
- Hotz, V. Joseph (1992) "Designing an Evaluation of the Job Training Partnership Act," *Evaluating Welfare and Training Programs*, edited by Manski, Charles F. and Irwin Garfinkel, Harvard University Press: pp76-114.
- LaLonde, Robert J. (1995) "The Promise of Public Sector-Sponsored Training Programs," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 2: pp149-168.

Shaw, Kathleen M. and Sara Rab(2003), “Market Rhetoric Versus Reality in Policy and Practice: The Workforce Investment Act and Access to Community College Education and Training,” *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, Vol. 586, No. 0: pp172-193.

岡崎純一(1996) 『アメリカの労働』, 日本労働研究機構.

黒澤昌子(2001a) 「職業訓練・能力開発施策」, 猪木武徳・大竹文雄編, 『雇用政策の経済分析』, 東京大学出版会: pp133-166.

黒澤昌子(2001b) 「職業訓練施策の評価: 非実験的および実験的方法による検証のレビュー」, 『経済研究 (明治学院大学) 』, 第120号: pp1-22.

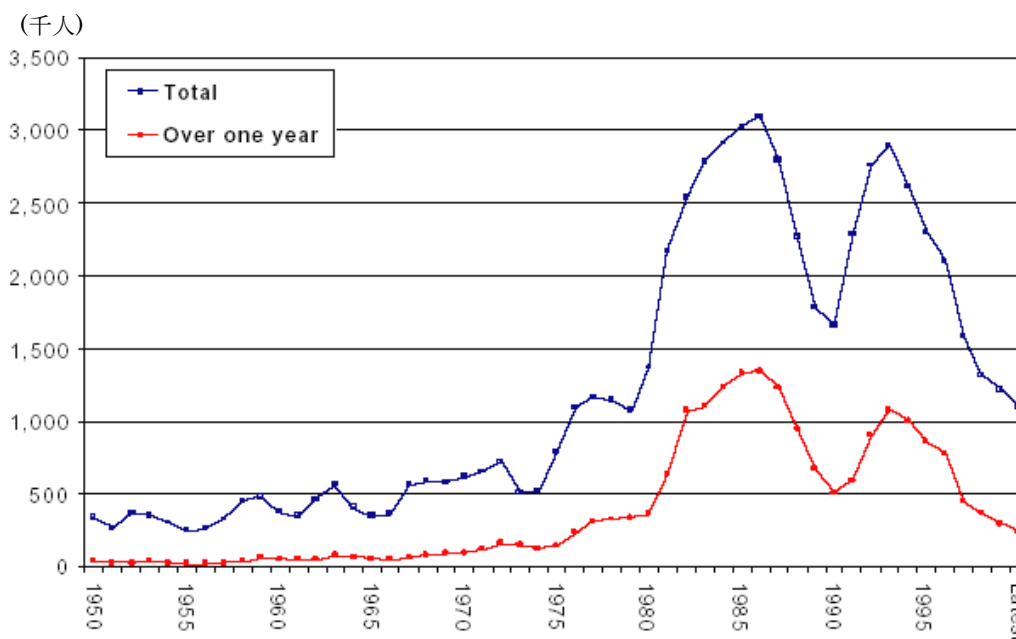
沼田雅之(2001) 「アメリカ合衆国の職業教育・訓練に関する法制度」, 『日本労働法学会誌』, 98号: pp175-189.

3.3 イギリスの政策評価

1973年の第1次オイルショック以後、イギリスでは失業率の上昇に合わせて失業給付受給者数が急増し、いくつかの抜本的な雇用対策が実施されてきた。図3-3-1および図3-3-2では、失業給付受給者数の推移を示している。1960年以降、緩やかに増加しつつあった全体の受給者数は、1979年以降に急激に増大したことがわかる。とりわけ1980年代初頭、および1990年代初頭の不況期では、ピーク時の受給者数が300万人前後に達するとともに循環的な変動が大きくなった。実際には、失業給付受給者のおよそ3割は18歳から24歳の若年失業者で占められており、また全体の約4割程度（若年層でも約3割程度）が1年以上の長期失業者となっていたことから、対象層に応じた雇用対策が必要とされた。

1970年代末以降のイギリスの（ミクロの）雇用政策は、雇用創出策と教育訓練策に重点が置かれ、数多くの施策が打ち出されている¹。そのうち、本節では①若年失業者に対する職業訓練施策、および②長期失業者の求職活動支援施策をとりあげる。どちらもこの間の雇用政策の中心課題であるとともに、政策効果についても客観的な検証が進められている。以下ではまず、個々のプログラムの内容を概観し、次いでその評価結果を整理する。

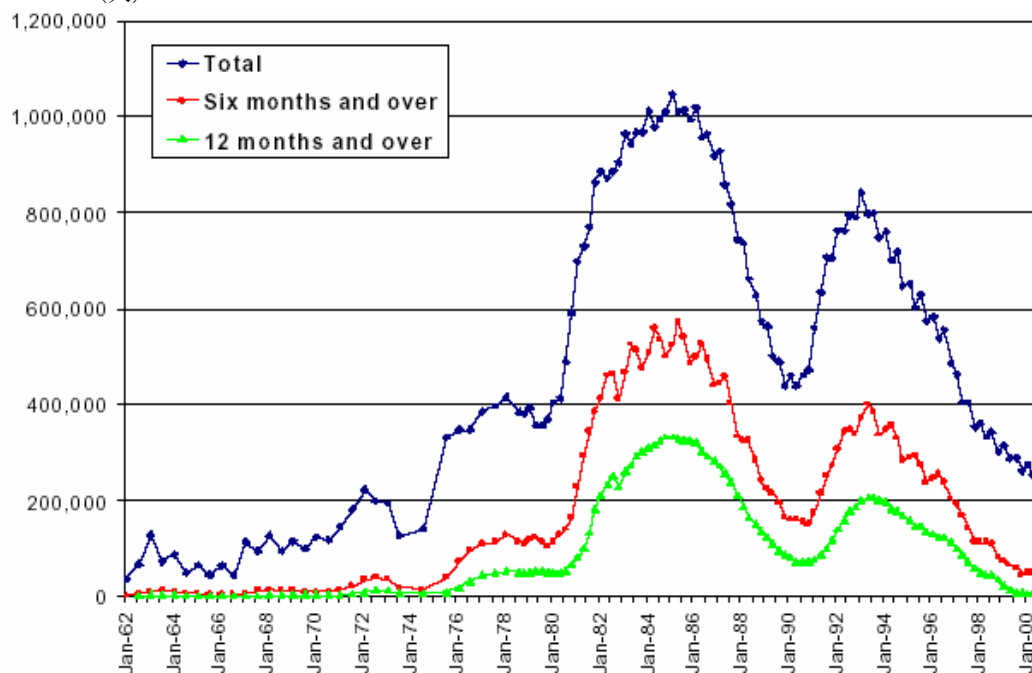
図3-3-1 失業給付受給者数の推移（全体および1年以上の長期受給者）



出所: Labour Market Trends and Employment Gazette, various issues

¹ 井田（2002）は、サッチャーからブレア政権に至るイギリスの雇用政策を網羅的に解説している。本節の記述も、井田（2002）を参考にしている。

図3-3-2 18歳～24歳の失業給付受給者数の推移（全体、6ヶ月以上、1年以上の受給者）
（人）



資料出所: Labour Market Trends and Employment Gazette, various issues

3.3.1 評価対象政策の概要

3.3.1.1 若年者訓練施策

図3-3-2 でみたように、イギリスでは、1973年の第1次オイルショック以後70年代を通じて若年失業者が急激に増加していた。1978年に導入された「若年者雇用機会事業」(YOP)は当初、景気回復までの緊急雇用対策として位置づけられており、若年者の雇用創出策としての色彩が強かった。しかし、1980年代に入ると「若年者訓練スキーム」(YTS)、そして「若年者訓練」(YT)に改称されるとともに、職場訓練を通じた若年労働者の技能や生産性、エンプロイアビリティの向上が強調されるようになった。以下では、YOPからYTに至る政策の流れをまとめたJones(1988)およびBradley(1995)に依拠しながら、その制度の概要について述べる。

○若年者雇用機会プログラム (Youth Opportunities Programme: 以下、YOP)

義務教育修了者や、その後の学校中退者の失業が顕著に上昇するなか、1978年4月に創設されたYOPは、16～17歳の若年失業者に対して、雇い主の協力を得て職場訓練を経験させ訓練手当を支給するという、緊急雇用対策としての性格が強かった²。

² YOP以前にも、若年失業者に重点を置いたプログラムは存在する。1975年10月に開始した「雇用創出プログラム」(Job Creation Programme)では、同プログラムによって創出された雇用機会の約半数が16～18歳向けであったとされている(Main(1985))。

YOPにおける訓練メニューは、①事業所での実務経験(The Work Experience on Employer's Premises(WEEP))、②プロジェクト型の実務経験 (Project-Based Work Experience: PBWE)、③訓練講習会 (Training Workshops: TW)、④地域社会活動 (Community Service: CS)、⑤雇用促進コース (Employment Induction Courses: EIC)、⑥短期訓練コース (Short Training Courses: STC)、⑦再訓練コース (Remedial Courses: RC) に分かれており、平均6ヶ月間の訓練が実施される。1980年から1981年の実績では、YOP参加者のうち、①WEEP受講者が67%と最も多く、②PBWEが6%、③TWが3%、④CSが8%、⑤EICが1%、⑥STCが14%、⑦RCが1%となっている (Main (1985))。なお、基本的には若者自身がプログラムを選択するものの、実際には、キャリアサービス³が参加者の能力を考慮したプログラムの紹介を行っていた面があり、能力がある者には①が、余り高くない場合は②や③が紹介されていた。また、マンパワーサービス委員会 (Manpower Service Commission: MSC) がプログラムの運営にあたった⁴。

訓練期間中、参加者には訓練手当が支給され、訓練機会を提供する雇い主には賃金費用の負担がない。YOP開始当初の訓練手当は16～17歳の平均賃金と同程度かやや下回る程度であった。たとえば1978年では、訓練手当ならびに平均収入ともに19.5ポンドと差がなく、YOP最後の時期(1983年)でも平均収入の34.19ポンドに対して手当は25ポンドと、9ポンド程度の格差にとどまった。しかしこの格差は、後に大幅に拡大していく。

表 3-3-1 YOP 修了後の状態(訓練コース別)

	WEEP	PBWE	TW	CS	STC	Total trainees
Job	55%	34%	48%	39%	30%	48%
Unemployment	33	45	33	41	50	38
Another YOP	4	10	9	9	11	6
FE	1	1	1	1	1	1
Other	7	10	8	8	7	7
Base(n)	100	100	100	100	100	100(2,742)

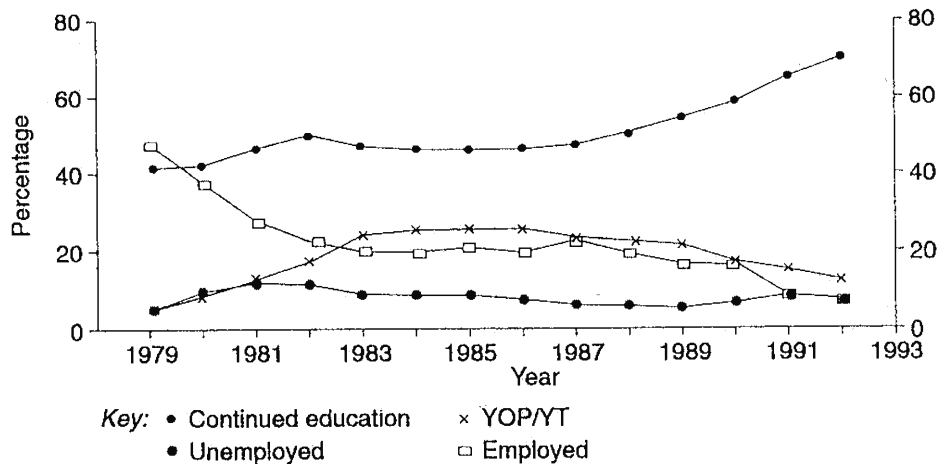
Source: Bradley (1985)、 p36、 Table I

³ キャリアサービス (Career Service)とは、16歳以上の若者および成人に対するキャリア・カウンセリングなどを行う地域レベルのキャリア支援組織である。もともとは雇用省の傘下機関であったものが80年代に民営化され、現在は地域の様々な機関と連携を図りながら、主として若年者のキャリア支援に重点を置いた事業を展開している (日本労働研究機構 (2001)、p82)。

⁴ マンパワーサービス委員会(1973年～1989年)とは、政府が策定した職業訓練政策の実施機関であり、雇用省から独立した政労使三者で構成されている (労働大臣官房国際労働課(1996)、p. 319)。

○若年者訓練制度 (Youth Training Scheme: 以下、YTS)、および若年者訓練 (Youth Training: 以下、YT)

図 3-3-3 学卒者 (16 歳) の進路



Source: DES, bulletin 13/91 and bulletin 16/93; ACC destinations of school-leavers

プログラム修了後の就職率 (1980~1981 年実績) は、表 3-3-1 に示すように、WEEP が 55% と最も高く、以下、TW が 48%、CS が 39%、PBWE が 34%、STC が 30%などとなっている。こうした就職率の差については、訓練の質の良否によっているのか、あるいはキャリアサービスによる選別 (労働力としての質の差) によっているのかが焦点となる。この点は、以下に述べる YOP 以後の訓練施策にも当てはまる問題であり、政策の評価にあたっては注意を要する。

ところで、YOP への参加は基本的には自由であり、プログラム導入当初の全義務教育修了者 (16 歳) に占める YOP 参加率は、図 3-3-3 に示すように 10%未満と比較的少数にとどまっていた。しかし、その規模が次第に拡大するにつれ、YOP を低賃金労働として非難する声が高まった。同時に、YOP 参加者のプログラム完了率や正規雇用獲得者の割合が低下したため (1979 年の 60%から 1980 年には 24%に低下)、1983 年に至って YOP の利点と教訓を踏まえた制度変更が行われた。

1983 年 9 月に開始された若年者訓練制度 (YTS) は、YOP と同じく 16 歳から 17 歳の学卒者を対象者としている。当初、訓練期間は 1 年間であったが、1989 年からは 2 年間 (17 歳については 1 年間のまま) に延長された。そのため、前者は YTS1、後者は YTS2 と呼ばれている。

訓練機会を提供する雇い主、自治体、ボランティア団体等には助成金が支給され、また YOP

同様、若年者には訓練手当が支給される⁵。雇い主により訓練の場が提供される場合には最低 13 週間、YTS2 では 20 週間の Off-JT（大学または訓練センター）が義務づけられる。企業主導型の職場訓練はモード A スキームと呼ばれ、YOP における WEEP と同様、能力や意欲の高い参加者が多く、一方、YOP における PBWE と TW に替わるものとして用意されたモード B スキームは、能力や意欲が相対的に低い者が対象とされた。また、YOP と同様にキャリアサービスによる選別が行われており、義務教育修了後に就職を考えている者のおよそ 3 分の 2 は、卒業前にキャリアサービスを通して適格なプログラムに振り分けられたとされている。また学卒者を多く受け入れている大企業を中心に、見習い訓練（apprenticeship）などの長期訓練の募集に際して YTS を利用するケースが多く、YTS1 が見習い訓練候補者の選別期間として機能することとなった。

1990 年 5 月に開始された若年者訓練（YT）では、若年者に幅広い技能を身につけさせ、質・量においても中等レベルのスキルを身につけさせることに重点がおかれていた。また企業主導の訓練プログラムをさらに促進するために、これまでのマンパワーサービス委員会（MSC）に代わって「訓練および企業委員会」（Training and Enterprise Councils – TECs）が創設され、政府との委託契約のもと、各地域の実情に沿った形で職業訓練プログラムが運用されることとなった⁶。プログラム資金の割り当てに関しては、プログラムの成果に重点が置かれ、全国職業資格（NVQ）レベルの達成度やプログラム終了後の就職率、さらにプログラムの完了率などが判断材料とされた。

表 3-3-2 YTS 修了後の進路

Year	College				
	Employment	Another YTS	(future training)	Unemployed	Other
1985-86	57.0	7.0	3.0	28.0	6.0
1987-88	59.0	12.0	3.0	21.0	4.0
1989-90	66.1	10.7	4.2	14.0	5.1
1991-92	50.0	9.0	6.0	25.0	10.0

注：就職は、フルタイムおよびパートタイムを含む。その他は無回答を含む。

出所：Bradley (1995)、p.44、Table A II

⁵ 訓練手当の水準は、1983 年の週 25 ポンドから 1993 年には 16 歳が週 29.5 ポンド、17 歳が週 35 ポンドと若干増額されたものの、同期間の平均所得の伸びに比べて小さく（1993 年時点の 18 歳未満の平均所得は週 108.1 ポンド）、平均所得との格差は拡大した（Bradley (1995)、p52、Table A I）。

⁶ 訓練および企業委員会（TECs）とは、地域の訓練に関する総合的機関（民間団体）であり、その理事会メンバーは地域の有力な事業主を中心に、教育関係者、地方自治体関係者、労働組合関係者等により構成される（そのうち 3 分の 2 以上は事業主でなければならない）。主な業務は、①地域の産業・雇用動向についての調査、②地域内の産業、労働、職業訓練についての情報収集と事業主や労働者への情報提供、③政府の職業訓練プログラムの運用、である（労働大臣官房国際労働課（1996）、pp. 320-324 および日本労働研究機構（2001）、p75）。

表 3-3-2 より YTS（および YT）修了後の進路をみると、1980 年代半ばから 80 年代末にかけてプログラム後の就職率が向上したことがわかる。ただしこの時期は、若年者を含め全般的に雇用情勢が好転しており（前掲、図 3-3-2 参照）、必ずしもプログラムによる就職促進効果が高まったとはみなせない。また、雇用情勢が再び悪化し始めた 90 年代初頭には YT を通じた就職率も大きく低下している。プログラム評価にあたっては、YOP 同様、参加者の質に関する考慮とともに、こうした労働市場状況をも勘案する必要がある。

3.3.1.2 求職活動支援施策

イギリスでは、1980 年代後半以降、公共職業紹介サービスや失業給付制度の改革が間断なく行われている。その背景には、80 年代前半までの失業給付制度の変化と失業給付受給者の増加が指摘されている（Wells (2000)）。

表 3-3-3 では、戦前から近年までのイギリスの失業給付制度改革の流れを示している。そもそも、失業者に対するカウンセリングや職業紹介は雇用サービス局（Employment Service）の管轄であり、同局はまた失業給付の支給を管理していた。一方で、個々人の失業給付受給資格の審査は、失業給付事務所（Unemployment Benefit Offices: UBO）に委ねられていた。ところが、職業安定所の利用につきまとう「失業者イメージ」（stigma）を払拭し、公共職業紹介の利用者層を失業者以外にも拡大するため、1980 年には安定所と UBO が物理的に分離された。またその流れを受けて、1982 年から 1986 年まで失業給付受給者の安定所訪問義務が廃止され、失業給付の受給資格における求職活動要件の形骸化が確実となった。

しかし、失業給付受給者数が過去最大に達した 1986 年を境に、イギリスの労働市場政策は一大転換をみせる。それは、失業給付の引き締めと求職活動支援による、積極的な失業削減政策への転換であった（Wells (2000)）。まず、同年に導入された「再出発プログラム」（Restart Programme）では、長期失業者に定期的な面接を義務づけることで失業給付の受給要件を厳格化し、またカウンセリングを通じた就労支援が図られた。その後も、不正受給への取り組みの強化や、求職活動要件の厳格化など一貫した改革が行われている。また、1990 年代後半以降のブレア政権下では、「福祉から労働へ」（Welfare to Work）との理念の下、長期失業者とともに、失業給付以外の給付を受けている一人親、長期疾病者、障害者といった「非活動状態」（inactivity）にある者についても個別的就労支援策（「ニューディール」）が打ち出されている。

こうした 80 年代後半以降の改革のうち、本節では、その政策の評価に関して一定の結論が得られている再出発プログラムと、「若年者のためのニューディール」（New Deal for Young People）を取りあげる。ともに、長期失業者を対象とした求職活動支援施策である。

表 3-3-3 イギリスにおける失業給付制度改革

年	改 革
1910年2月	ウィンストン・チャーチルにより職業安定所ネットワーク(labour exchange network)設立
1912年	失業給付制度が導入され、職業安定所が管理運営
1919年	失業給付受給者は「通常は就業状態にあり、本当に仕事を探しており、仕事が見つからない」ことを証明する義務がある
1946年	国民保健法(National Insurance Act)
1961年	失業者の職業安定所 (Job Centre) 訪問義務が週1回に(それ以前は週2回)
1974年	給付事務所 (Benefit Office) と安定所を分割
1979年	雇用サービス局(安定所の統括組織)の職員を13%削減
1980年	失業者の安定所訪問義務が2週間に1回に
1982年	失業者の安定所訪問義務がなくなる(1986年のリスタート導入まで)
1982～85年	求職活動支援に関わる職員を50%削減(失業登録事務所の人員は940名から550名に減少)
1986年	再出発プログラム(Restart Programme) 「再出発のための面接」を義務づけ。職員の増員(特に不正行為のチェック)。給付事務所でも求人情報を掲示。失業者に対する失業照合のための手紙の送付。給付資格剥奪期間を最大13週間に(1913年～1986年は6週間) 1月からの試験期間を経て、7月から1年以上の長期失業者を対象に全国で実施。10月以降は6ヶ月以上の失業者を対象を拡大
1988年	給付資格剥奪期間を最大26週間に
1989年	社会保険法 失業給付の適格要件に「積極的な求職活動」(毎週)。求職者は、給与が世間相場を下回るような「合わない」仕事を紹介されても拒否できない。
1990年	雇用サービス局の独立性を強化。行動目標の設定(例えば職業紹介について)
1991年	2年以上の長期失業者に1週間のジョブコースを義務づけ
1994～95年	『給付制度の厳格化』(Stricter Benefit Regime)の下、制裁や紹介数が2倍に
1996年	求職者手当(Job Seekers' Allowance)－失業給付に関する新たな法的枠組み。2週間に1度の安定所訪問を義務づけ。求職活動のランダムな検査の強化。失業3ヶ月目以降は、他の職業も探さなければならない
1997年	様々な包括的なプログラム(1-2-1、Workwise、Project Work)
1998年	若年者のためのニューディール(1月より試験実施。4月から全国実施) 長期失業者のためのニューディール(7月から。2年以上の全失業者対象)
1999年	全国最低賃金導入(4月から。成人3.6ポンド、若年者3ポンド) 50歳以上のためのニューディールの試験実施(8月から)
2000年	50歳以上のためのニューディールの全国実施

注: 重要な改革を影付けしている

出所: Van Reenen (2003)、p30、Table2

○再出発プログラム⁷ (Restart Program: 以下、リスタート)

リスタートは、1986年1月の試験導入を経て、同年7月より全国で実施された。その主な目的は、カウンセリングを通じた長期失業者の就業促進であり、同時に、求職者と認められないような者(そもそも仕事に就けないあるいは求職意欲が低い)の失業給付を停止することで、失業給付受給者数を削減することであった。プログラム導入当初は、18歳以上で失業給付の受給

⁷ リスタートの内容については、Dolton and O' Neill (1997)、Wells (2000)および井田 (2002)を参照した。

期間が1年を超える長期失業者を対象としていたが、10月以降は6ヶ月以上の失業者を対象を拡大した。

失業給付の受給期間が継続して6ヶ月以上に達する長期失業者には、リスタート事務所(Restart office)から求職活動履歴に関する調査票を同封した手紙(Restart Letter)が送られ、指定の期日に公共職業安定所で面接が行われる旨通知がなされる。手紙の前書きには、①調査票の記入事項が、記入者に対するカウンセリングと職業紹介に役立つとともに、失業給付の受給条件となること、②アドバイザーによるカウンセリングでは仕事や訓練、開業、給付金についての情報が得られることが記されている。また手紙の後段には、失業給付の受給要件である「積極的な求職活動」の細かな内容と、求職活動が十分ではない場合には、失業給付が2週間まで停止されることなどが記載されている(Dolton and O' Neill (1997)、p37)。

安定所では、15分から25分程度の面接が行われる。失業状態の確認後、カウンセラーは失業給付受給者の失業履歴を勘案して、給付金や求職活動、訓練コースについて助言を行い、時には雇い主と直接コンタクトをとる場合もある。この面接の後、失業者は再出発コース(Restart Course)や雇用訓練事業(Employment Training)、ジョブクラブ(Job Club)、通常の就職又は起業へと振り分けられる。このうち、再出発コースでは、求職意欲の低い受給者について、求職活動や面接テクニックの改善などといった個々人の当面の問題に焦点を当てたフルタイムの訓練が5日間にわたって行われる。また雇用訓練事業(1988年9月導入)では、雇用主の下でのOJTと大学や訓練機関でのoff-JTが行われ、訓練生には失業給付(あるいは補助給付)に加えて訓練手当、交通費などが、雇用主には助成金が支給される。訓練の内容や期間は、面接により個別に決まるが、だいたい3~12ヶ月の訓練が行われる(うち最低40%が派遣訓練)。他方、ジョブクラブとは、就職まであと一歩の者を対象とした求職活動支援施設を指す。全国に1,100ヶ所あり、求職活動のためのアドバイザーを配置するとともに、電話や郵便、コピー等を無料で提供する。なお、こうしたリスタート面接は失業者が就職するまで6ヶ月ごとに実施される。

求職活動支援と並ぶリスタートのもうひとつの重要な特徴は、失業給付受給者への「脅し」(threat)効果である。失業給付受給者にはリスタート面接が義務づけられており、1回目の面接に出席しなかった場合には、さらに2回まで手紙での呼び出しが行われる。万が一3回目の呼び出しに応じなかった場合には、失業者の名前が失業給付事務所(UBO)に通知されるため、失業給付の減額や支給停止といった措置がとられることになる。リスタート導入後の失業受給者数の減少(図3-3-1参照)は、こうしたリスタートの持つ「脅し」効果によって、求職意欲の低い失業者が失業給付の受給をあきらめたためとみられている(Wells (2000))。この点を含めた政策効果の詳細については、次項に譲る。

○若年者のためのニューディール(New Deal for the Young People)

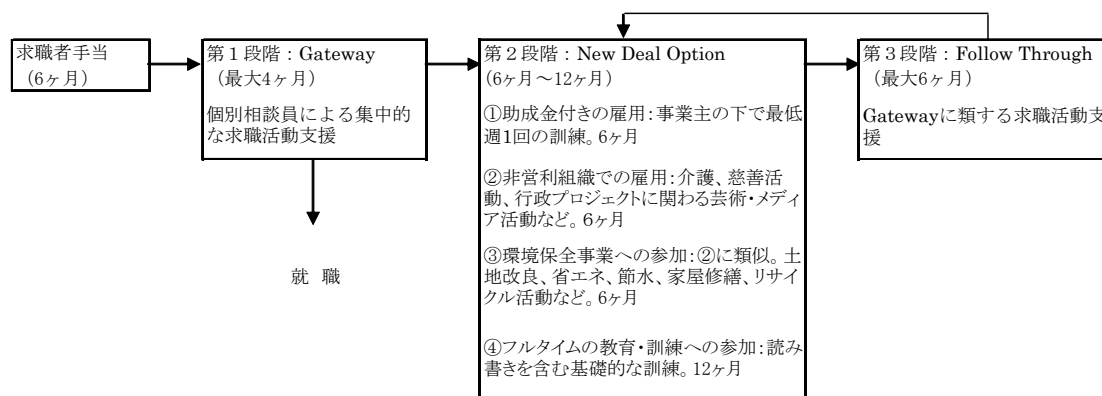
1997年に成立したブレア政権では、「福祉から労働へ」との理念の下、失業給付受給者はも

とより、労働市場に現れない非活動状態にある層に対しても、ニューディールと呼ばれる個別の就労支援策が実施されている⁸。ここで取りあげる「若年者のためのニューディール」(以下、NDYP)は、25歳未満の長期失業者対策として位置づけられる。なお、25歳以上の長期失業者は「長期失業者のためのニューディール」(New Deal for People Aged 25 and Over)の対象となる⁹。

NDYPは、まず1998年1月に12の試験地域で先行して導入され、3ヶ月の試験期間を経て同年4月にイギリス全土で実施された。その対象は、求職者給付(以前の失業給付を改組したもの)を6ヶ月以上受けている18歳～24歳の若年者失業者である。対象者には案内状が送付され、職業安定所が窓口となる。なお、全ての対象者はプログラム参加が義務づけられており、参加を拒否した場合やプログラムからドロップアウトした場合には求職者手当の受給資格を失う。

図3-3-4では、プログラム全体の流れを整理している。プログラムの第1段階はゲートウェイ(Gateway)と呼ばれる。対象者は職業安定所の個別相談員との面接を通じて就職計画を作成し、カウンセリングや基礎的な訓練を受けながら最大4ヶ月間の求職活動を行う¹⁰。この間、求職者手当は継続して受けられる。

図 3-3-4 プログラムの流れ



Source: Blundell et al. (2001) Figure1, Speckesser (2002) Figure1 および Van Reenen (2003) を参考に作成

第1段階で就職が果たせなかった場合、オプションとよばれる第2段階に移行する。第2段階の開始にあたって、参加者は、相談員から各オプションの目的や何が習得できるのかについて説明を受け、自らの希望を加味した個別プラン (personal development plan) を作成する。

⁸ ニューディールの具体的な内容については井田 (2002) を参照。

⁹ 1年6ヶ月以上の求職者手当 (JSA: 1995年の求職者法により失業給付が改組されたもの) を受けている者が対象。個別相談員による就職支援、協力企業での就労かフルタイムの教育・訓練機会が提供される。就職活動の経費も支給される (井田 (2002)、p75)。

¹⁰ ゲートウェイ段階で就職しても、13週間以内に再度失業した場合には、直ちにNDYPに参加できる。

第 2 段階では、雇い主からの賃金もしくは求職者手当と同額の手当が支払われるのに加えて、最大 400 ポンドの助成が週割りで支払われる。

第 2 段階では、大きく 4 つ（起業オプションを加えると 5 つ）の訓練オプションが用意されている。①雇用オプション（Employment Option）は、就職の可能性が高い者を対象とした民間企業での助成付き雇用であり、ゲートウェイ段階である程度対象者の絞り込みがなされている。雇い主には月 60 ポンドの助成金に加えて、最低週 1 回の訓練の費用として 750 ポンドが助成され、参加者には助成金の範囲内で賃金が支払われる。雇用期間は最大 6 ヶ月である。②非営利組織での雇用（Voluntary Sector Work）では、慈善活動などの地域社会に貢献する非営利事業に従事する。週 30 時間～40 時間の活動に加えて、平均週 1 日は公的な資格取得を目指した訓練に当てられる。訓練期間は最大 6 ヶ月である。③環境保全活動（Environmental Task Force）では、土地改良や省エネ、節水、家屋修繕あるいはリサイクル活動に従事するが、非営利組織が実施主体となっている場合が多く、②に類似したオプションである。同じく週 1 日の訓練が行われ、最大 6 ヶ月従事する。④フルタイムの教育・訓練は、技能が不足している失業者向けのオプションであり、読み書きといった一般的な訓練も含まれている。その期間も最大 12 ヶ月とやや長い。

表 3-3-4 四半期ごとの NDYP 参加者数（ストック）

(%)

四半期	合 計	Gateway	Options 計	(内訳: 計 00%)				Follow Through
				EMP	FTET	VS	ETF	
1999-1	137,635 (100)	54.2	35.4	(22.1)	(47.5)	(16.1)	(14.3)	10.4
1999-2	139,893 (100)	51.4	34.2	(24.3)	(43.8)	(16.7)	(15.2)	14.5
1999-3	136,160 (100)	48.1	33.8	(25.3)	(42.1)	(16.6)	(15.9)	18.1
1999-4	126,403 (100)	48.2	33.9	(25.4)	(41.5)	(16.7)	(16.4)	17.9
2000-1	127,906 (100)	49.8	34.4	(24.2)	(40.5)	(18.1)	(17.1)	15.8
2000-2	116,728 (100)	51.3	31.8	(17.0)	(42.2)	(21.6)	(19.1)	16.9
2000-3	105,450 (100)	48.1	32.8	(16.6)	(43.3)	(21.1)	(18.9)	19.1
2000-4	99,203 (100)	50.4	30.5	(14.8)	(43.8)	(21.3)	(20.2)	19.1
2001-1	97,962 (100)	53.0	28.9	(15.1)	(43.1)	(22.0)	(19.7)	18.0

注: EMP:助成付き雇用、FTET:フルタイムの教育・訓練、VS:非営利組織での雇用、
ETF: 環境保全活動

出所: Speckesser (2002)、p17、Table2.4 をもとに作成

表 3-3-4 では、1999 年の第 1 四半期から 2001 年の第 1 四半期までの各期における NDYP の参加者数（ストック）と、その内訳が示されている。まず、参加者数の合計ストックは、1999

年第 2 四半期以降は減少し続けており、2001 年の第 1 四半期には、10 万名を下回っている(97,962 名)。全国実施(1998 年 4 月)からちょうど 1 年余りが経過し、プログラムからの退出者数が流入者数を上回り始めたためと考えられる(Specksser (2002))。次に、内訳の推移に目を移すと、第 1 段階(Gateway)のシェアが各期を通じて 5 割程度と安定しているのに対して、第 2 段階(Options)のシェアが減少し、第 3 段階(Follow Through)のそれが高まっている。その要因としては、この間、第 2 段階では最も就職に結びつき易い「助成付き雇用」(EMP)の参加者のウェイトが下がっているためだと考えられる。このようにみると、NDYP の参加者自体は全体的には減少しつつあるものの、近年では、第 2 段階を終えても就職が難しいような熟練度の低い若年失業者がプログラムに滞留しつつあるものと思われる。

3.3.2 政策評価

3.3.2.1 若年者訓練施策

先に述べたように、YOP から YT に至る若年者訓練プログラムへの参加は基本的に自由であるため、プログラム適格層からランダムに参加者を割り振る「実験的手法」をとっていない(詳細は本章第 1 節を参照)。したがって、若年者訓練施策に関する評価文献の多くは、プログラムに参加した者と参加しなかった者との労働力の質の違いを考慮している。また、ここで検討されるプログラムの効果とは、プログラム修了後の就職率(「就職効果」)およびプログラム修了後の賃金(「賃金効果」)の 2 点である。

表 3-3-5 に主な評価文献の内容と結果を整理している。データについては、全ての研究が特定の若年コーホート(集団)に関する追跡調査を用いている。これらは、政府の調査(Dolton et al. (1994a、1994b))や、大学独自の調査(Main and Shelly (1990)および Main (1991))に加えて、訓練プログラムの実施主体(マンパワーサービス委員会)の助成を受けた独自の調査によるものもある(Main (1985))。

また、各時期における若年者訓練プログラムの適格層を調査対象としており、プログラムの参加者とともに、非参加者についてもデータが得られている。以下、評価手法ならびに評価結果について吟味しよう。

表 3-3-5 イギリスにおける若年者訓練プログラムの評価

論文	Main (1985)	Main and Shelly (1990)	Main (1991)	Dolton et al. (1994a)	Dolton et al. (1994b)	Green et al. (1996)	
分析データ	スコットランド学卒者調査 1979年度義務教育修了者の個票データ。 1980年10月および1981年5月	スコットランド若年者調査(SYPS) 1984年に学校を離れた若者の個票データ。 1985年4月および1986年4月	同左 1984年に学校を離れた若者の個票データ。 1985年4月、1986年4月および1987年10月)	第3次若年者コーホート調査(YCSIII) 1985年度義務教育修了者の個票データ。1986年9月～1989年3月の30ヶ月	同左 同左	全国子どもの発達調査 1970年4月5～11日生まれの個票データ (1992年の分析)	
被説明変数	1981年5月の就業確率	1986年4月の就業確率 1986年4月の時間当たり賃金	1987年10月の就業確率	1989年3月の就業確率 就職までに要した期間(Duration Analysis)	1989年3月の時間当たり賃金	1992年の時間当たり賃金	
説明変数	1980年10月時点の若年者雇用機会事業(YOP)への参加経験の有無	若年者訓練制度(YTS1)に参加したか否か	同左	若年者訓練制度(YTS2)および若年者訓練(YT)に参加したか否か	同左	同左	
効果	+	+ ?	+	(-) (-)	-	?	
詳細	YOP参加者の就業確率は4.4%ポイント(男性)、8.1%ポイント(女性)高い。ただし、YOPへの参加はランダムではない。	YTS1を修了した場合の就業確率の推定値と比較すると、YTS修了者は11～17%ポイント、就業率が高い。	YTS1を修了した場合の就業確率の推定値と比較すると、YTS修了者は14～19%ポイント、就業率が高い。	全体および男性では、YTS参加者の就業確率は有意に低い。女性の就業率は統計的に有意な差がない。	就職に要した期間の平均値は、YTS参加者の方が非参加者より高い(就職が遅い)。	YTS訓練のみを受けた者の平均賃金と、同一の属性を条件に訓練を全く受けなかった場合の平均賃金の推定値と比較すると、訓練なしの賃金が高い(男性9.6%、女性15.8%)	資格取得に関連付いていないYTSの参加者の賃金を、仮に何の訓練も受けなかった場合の推定賃金と比較すると、統計的に有意な差がない。

○就職効果

就職効果については、プログラム修了後、特定時点の就業確率に着目した研究が多く、家庭背景やテストの成績といった個人属性とサンプルの地域属性をコントロールした上で、プログラム参加者と非参加者の平均的な就業確率を比較する手法がとられている。分析の結果、プログラム参加者と非参加者の平均就業確率の差は、1980年におけるYOPの評価結果では男性が

4.4%ポイント、女性が 8.1%ポイント (Main(1985))、1986 年の YTS1 の評価結果では、11～17%ポイント (Main and Shelly(1990))、1987 年の YTS1 の評価結果で 14～19%ポイントとなっており、訓練参加者の就業確率が有意に高い結果となっている。先に図 3-3-2 でみたように、1980 年～1986 年は若年失業者が急増した時期であり、こうした失業情勢に対応するように、プログラムの就職効果が発揮されているとみて良い。

ところが、失業情勢が改善に向かった 1989 年の YTS2 の評価では、一転して訓練参加者の就業確率が非参加者のそれを下回る結果となっている (Dolton *et al.* (1994a))。こうした就職効果の変化について、Dolton *et al.* (1994a) は、YTS による雇用創出 (一時的に失業登録をはずれる) 効果は失業率が高い時期に大きく、低失業期には小さいためだと指摘する。また同時に、本来は低失業期に期待されるべき、訓練プログラムを通じたエンプロイアビリティの改善がみられないことから、YTS プログラムの訓練機能については疑問を呈している。

ところで、こうした特定時点の就業確率の分析には、データ収集の容易さ (調査回数を抑えられる) というメリットがある反面いくつかの問題点も指摘されている。ひとつは、時点の選び方が任意であり合理的な根拠がないという点である。また、一時点の評価に過ぎないため、それ以前や以後の政策効果について何の情報ももたらさない (たとえば訓練プログラムの就職効果は一定かもしれないし、訓練終了直後が最も大きく以後減少するかもしれない)。

そこで、ある一定期間について、毎月の就職効果を計測した分析が行われている。学校を卒業してから最初の就職までに要した期間についての分析 (Duration Analysis) の結果をみると (Dolton *et al.* (1994a))、YTS 経験者は未経験者よりも就職に要する期間が長く、YTS による就職促進効果は認められない。この結果は、YTS 訓練期間を除外しても同様であった。一方、就職先の仕事内容を考慮するため、訓練 (見習い期間あるいは off-JT) の有無や時間当り賃金について「良い仕事」を定義した結果、女性については YTS を通じて「良い仕事」への就職が早まる結果が得られた。男性については、データの初期状態が失業者か YTS 参加者にサンプルを限定し、かつ「良い仕事」への就職期間をみた場合にのみ、YTS を通じた就職促進効果が得られた。このように、若年者の失業情勢が比較的良好な時期については YTS の就職効果はほとんどみられず、その就職促進効果も限定的であるといえる。

○賃金効果

プログラムの賃金効果の推定にあたっては、まず、賃金は就職者についてのみ得られる情報であるため、分析のサンプルが調査時点における雇用者に限定される点に留意する必要がある。したがって、ここで推定される賃金効果とは、雇用者について観察される属性をコントロールした上で、訓練プログラムへの参加経験の有無に起因する賃金格差を指す。また、そもそも訓練プログラムへの参加が無作為ではないことから、全ての研究が、若年者訓練プログラムに参加するかどうか (Main and Shelly(1989)) や、いくつかの訓練メニューの何を選択するか (Dolton *et al.* (1994b)、Green *et al.* (1996)) について明示的なモデルを設定し、プログラム

参加に関する偏り（セレクションバイアス）を考慮している¹¹。

本来、若年者訓練プログラムを通じた技術や技能といった人的資本の高まりは、その後の賃金上昇に反映されると考えられるため、正の賃金効果が期待される。しかし分析結果では正の賃金効果がみられず、逆に負の賃金効果がみられる研究もある。

1986年における YTS1 の賃金効果を推定した Main and Shelly (1990) によると、YTS の賃金効果はマイナスで統計的に非有意であった。また、YTS (YTS2) に加えて、「フルタイムの教育」や「現在の仕事における off-JT」、「見習い訓練」といった公式訓練を7種の組合せに分類し、各訓練パターンに応じた平均賃金を推定した Dolton *et al.* (1994b) によると、YTS のみを受けた者の平均賃金と、同一の属性を条件に訓練を全く受けなかった場合の平均賃金を比較すると、訓練なしの方の平均賃金が高く（男性で 9.6%、女性で 15.8%）、YTS2 の賃金効果はみられなかった。さらに、YTS を資格取得に結びつくか否かに分類したうえで、Dolton らと同様の訓練パターンについて、平均賃金を比較した Green *et al.* (1996) でも、資格取得に結びつかない YTS を受けた場合と何の訓練も受けなかった場合の平均賃金には統計的に有意な差がなく、短期的には正の賃金効果がないと指摘されている。

他方、Dolton *et al.* (1994b) の分析によると、社会的に不利な立場に置かれている男性（数学や英語の能力が平均以下、イギリス南部以外の居住者、失業経験あり、一人親家庭など）については、訓練を全く受けないよりも、同一属性を条件に YTS を経験した方が平均賃金が高く、正の賃金効果があるとされている。したがって、YTS の賃金効果は一部に限られるといえる。また、Green *et al.* (1996) では、資格の取得に結びつく YTS を経験する方が、訓練を全く受けない場合や、資格取得に結びつかない YTS を受ける場合よりも平均賃金が高いため、より望ましいとしている。

3.3.2.2 求職活動支援施策

○再出発プログラム（リスタート）

リスタートについては、プログラム開始から約 2 年後の 1989 年に、雇用サービス局の委託を受けた政策研究機構（Policy Study Institute）が政策評価に着手している。その際、客観的な政策評価を期するために、プログラム参加者の追跡調査の設計にあたって「**社会実験**」(**Social Experiment**) の要素が取り入れられている（実験的手法に関する詳細は、本章第 1 節を参照）。

1989年3月から7月までにプログラム適格者となる（求職者手当の受給期間が継続して6ヶ月に達する）失業者から、国民保険番号を元に無作為抽出した 8,925 名が調査サンプルである。このうち 582 名については、失業 6 ヶ月目に実施される 1 回目のリスタート面接への呼び出しを行わず、12 ヶ月目に行われる 2 回目の面接から参加させることとした。以下では、通常の

¹¹ Main and Shelly (1990) は、YTS1 への参加について第 1 段階のプロビット推定を行い、得られたセレクション項を用いて賃金関数を推定するという、通常の 2 段階推定を行っている。Dolton *et al.* (1994b) および Green *et al.* (1996) は、7 種の訓練パターンについて多項ロジット推定を行い、得られたセレクション項を用いて各パターン別の賃金関数を推定している。

プログラム対象者を実験群 (treatment group) と呼び、プログラム参加が 6 ヶ月遅れたグループを対照群 (control group) と呼ぶ。

調査は、実験群のリスタート面接から 6 ヶ月が経過した時点で、社会および地域計画研究所 (Social and Community Planning Research) によって実施され、リスタート後の仕事経験や求職活動の状況、リスタート面接の内容、過去の仕事経験、所得などの詳細な情報が得られている。本来のサンプルから 5,200 名の回答が得られ、そのうちの 4,565 名 (うち対照群は 323 名) が分析の対象となっている。なお、調査の回収率は、実験群と対照群で統計的に有意な差がないため、政策効果の計測に問題はないとされている。さらに、得られたサンプルについては、国民保険番号を元に、雇用サービス局の業務統計 (JUVOS) や全国オンライン人材システム (NOMIS) の情報との接合が図られており、過去の失業履歴や、地域の労働市場状況なども考慮できるようになっている。

表 3-3-6 では、これらのデータを用いた研究の結果を整理している。このうち、Dolton and O'Neill (1996) は短期の政策効果を分析している。毎月における「失業からの退出率」(ハザードレート) をみると、対照群がプログラムに参加していない期間 (失業後 6~11 ヶ月) については、実験群の「退出率」が対照群のそれよりも高く、プログラム参加を通じた失業退出効果が確認された。また、失業退出後の状態 (求職者手当の受給をあきらめたのか、訓練プログラムに移行したのか、それとも就職したのか) に注目した場合も、再就職への移行率のみ実験群が対照群より有意に高く、就職促進効果があったことがわかった。ただし女性では、プログラムに参加することによって、求職者給付をあきらめる確率が高くなることも明らかとなっている。

一方、およそ 5 年にわたる追跡調査に基づいて、同様の分析をおこなった Dolton and O'Neill (2002) によると、プログラムの長期的な効果は男性にのみ観察された。男性では、プログラムへの参加が 6 ヶ月遅れた (対照群) ことによる人的資本の損失が長期的に影響を持つのに対して、女性はパート労働や非労働力に移行しやすく、フルタイム就業の可能性が男性に比べて低いことから、リスタートの効果が得にくかったためと解釈されている。また、実験群と対照群の短期における失業退出率の格差は、実験群のうち実際には面接に参加しなかったサンプルが早期に失業から退出することで引き起こされており、前項で議論したリスタートの「脅し」効果が有効に機能したことが明らかになっている。他方、実験群と対照群では再就職後の就業継続期間に有意な差がなかったことから、プログラム参加者が失業と再就職を繰り返すのではないかとの仮説は棄却された。

表 3-3-6 再出発プログラムの評価

論文	Dolton and O'Neill (1996)	Dolton and O'Neill (2002)
分析データ	雇用庁による実験データ 1989年3月～7月に失業期間が6ヶ月に達する失業者から国民保険番号を元に無作為抽出した8,925サンプル(うち582人が対照群)。実際には、4,565サンプルを使用(うち対照群は323人)。1982年1月～1989年までの状態については雇用サービス局の統計(JUVOS)を接合して使用。	同左
期間	実験群がプログラムに参加後、16ヶ月目までの短期の分析	実験群がプログラム参加後、約5年間(1994年5月まで)の比較的長期の分析
被説明変数	①失業から退出する確率 ②失業から特定の状態(訓練又は手当を受けない又は再就職)に移行する確率	①失業率の平均値 ②失業から退出する確率 ③再就職の継続期間
説明変数	実験群(失業6ヶ月目からプログラム参加)と対照群(通常より6ヶ月遅く、失業から12ヶ月目でプログラムに参加)との比較	同左
効果	①実験群が面接を開始し、対照群がプログラムに参加していない期間(失業後6～11ヶ月)では、実験群の失業退出率が対照群より高い(対照群の退出率は実験群の70～80%程度) ②a.「訓練」、および「求職者手当を受けない状態」への移行率は、実験群と対照群で差がない。b.再就職への移行については、実験群が有意に高い。つまり、プログラムへの参加が早い方が、有意に再就職への移行率を高める。c.「再就職」および「訓練」への移行確率は男性の方が有意に高いが、「失業給付を受けない状態」への移行については、女性の方が有意に高い(女性の非労働力化)	①短期では実験群が対照群の失業率を下回る。5年後でも男性は6%ポイントの差が生じたが女性は実験群と対照群との間に有意な差はみられない。また、「脅し」効果は短期でのみ観察される。長期的には求職活動や再就職の支援という「アメ」の効果が重要。 ②Dolton and O'Neill (1996)の①と同じ。プログラムによる失業退出効果が認められる ③失業期間は対照群の方が有意に長い。再就職期間では有意な差がない。つまり、リスタートは、再就職期間を延ばすよりも失業期間の短縮に効果がある

あわせて、Dolton and O'Neill (2002)では1989年から1994年の5年間についてリスタートの費用—便益分析を行っている。ここでの便益とは、実験群の失業率低下による求職者手当支払の節約分であり、割引率を10%として現在価値化すると、5年間で男性では1人あたり619ポンド、女性では181ポンドとなっている(ただし、女性は実験群と対照群の失業率の差が統計的に有意ではない)。一方の費用には、面接費用とリスタートコースやジョブクラブの運営費が計上されており、一人あたり125ポンドである。したがって、純便益は男性で1人あたり494ポンド、女性は56ポンドから最大で161ポンド(非労働力化が大きい場合)と計算されている。むろん、こうした計算には多くの問題がある。たとえば、①対照群をプログラムから完全に排

除するという本来の意味の「社会実験」を行った場合に比べると、純便益は過小推定の可能性がある、②プログラム 1 年目に限れば失業率の差も小さいため、純便益の大きさは計測期間の長さに依存する、③プログラム参加後の賃金上昇やそれによる税収増といったその他の便益、あるいは、デッドウェイトロスや置き換え効果といったその他のコストを考慮していない、などである。

しかしながら評価結果を見る限り、求職活動支援と「脅し」を通じた、リスタートの就職促進効果が確認されており、おおむね積極的に評価されていると見てよいだろう。

○若年者のためのニューディール (NDYP)

NDYP の評価にあたっては行政データである、「ニューディール評価データセット」(New Deal Evaluation Dataset: NDED) が使用されている。NDED では、ニューディール参加者について、プログラムに参加した時期、受けたサービスの内容、手紙の受けとりや面接の時期、個人属性やプログラム後の進路といった詳細な情報が収集されている。ただし、プログラム参加者以外の情報が含まれないため、実際の評価にあたっては、求職者手当受給者に関する雇用サービス局の統計 (JUVOS) があわせて用いられている¹²。

表 3-3-7 にまとめた NDYP の評価文献では、Gateway (プログラムの第 1 段階) における求職活動支援が、参加者の就職率に与える影響 (就職効果) が論じられている。その際、プログラム適格層の就職率について、プログラム参加前と第 1 段階終了時の変化を計測するだけでなく、(労働力として) 参加者に類似した非適格層についても同期間の就職率の変化を観察し、プログラム以外の要因による就職率の変化を制御する必要がある。こうした評価手法は **Difference in Differences 推定法** と呼ばれ、前者の実験群 (treatment group) と、後者の比較群 (comparison group) の就職率の「変化率の差」が、純粋なプログラム効果とみなされる (評価手法の詳細は、本章第 1 節を参照)。

Blundell *et al.* (2001) および Van Reenen (2003) らの研究では、NDYP の試験期間 (1998 年 1 月～3 月) については試験地域の適格層 (19 歳～24 歳) と非試験地域の適格層の比較が、全国実施後については、適格層と非適格層 (25 歳～29 歳および 30 歳～39 歳) の比較が行われている。その結果、純粋な就職効果は、①試験期間における男性の推定結果では+11%ポイント、②試験期間から全国実施後 9 ヶ月目までの男性の推定結果では+5%ポイント、③試験期間における女性の推定結果では+6.1%～+11%ポイントとなった。つまり、求職活動支援 (Gateway) を通じたジョブマッチングの改善により、就職率は約 25%から約 30%へ 5%ポイント(変化率では 20%) 高まったことから、プログラムによる正の就職効果が確認された。ただし、こうした Gateway の就職効果は、プログラム導入直後が最も大きく、それ以後は時間の経過とともに小さくなっていることから、長期の効果は小さいと示唆されている。

このように、現時点の評価では、NDYP における訓練オプションの効果や、プログラムの賃

¹² なお、JUVOS データセットの 5%サンプルは一般使用が可能な統計である。

金効果については論じられていないものの、求職活動支援による就職効果については、積極的な評価結果が得られている。

表 3-3-7 若年者のためのニューディールの評価

論文	Blundell et al. (2001) Van Reenen (2003)
分析データ	雇用サービス局の統計データ (JUVOS データベース)の 5%サンプル。1982 年～1999 年 6 月 ニューディール参加者に関する行政データ (NDED データベース)。1998 年 1 月～12 月
被説明変数	プログラム参加前の就職率と、第 1 段階 (Gateway) 終了時の就職率の差 (difference in differences 推定法)
説明変数	プログラム適格層(19～24 歳) と非適格層(25～30 歳および 31～40 歳)の比較 試験地域と非試験地域の適格層 (同上)の比較
効果	①試験期間(1998 年 1 月～3 月)における男性の分析結果では、Gateway の就職率に与えたトリートメント効果は、+11%ポイント前後。そのうち助成雇用が+5.7%ポイントあるため、純粋な効果は最小で+4%ポイント。ただし真の値はデッドウェイトロスに依存する。 ②男性の全国実施後を含む全期間推定では、トリートメント効果はおおよそ+5%ポイント。ただし、プログラムの効果は時間の経過とともに減少する。 ③女性の場合、25～30 歳が有効な比較群足り得ないので、全国実施後の分析ができない。試験期間中の推定ではトリートメント効果は+6.1～11.0%ポイント。男性と同様、実験群の就職効果があったと言える。

【参考文献】

(邦語)

井田敦彦 (2002) 「サッチャーからブレアに至る英国の雇用政策」、『レファレンス』(国立国会図書館調査立法考査局) 10 月号、pp.58-87。

日本労働研究機構 (2001) 『職業能力開発を取り巻く環境とその効果に関する調査研究報告書 (1)』

日本労働研究機構 (2002) 『諸外国における職業能力評価制度の比較調査、研究－イギリス－』、資料シリーズ No.127。

日本労働研究機構 (2003) 『諸外国の若年者就業支援政策の展開－イギリスとスウェーデンを中心に－』資料シリーズ No.131。

労働大臣官房国際労働課編 (1996) 『平成 8 年版 海外労働白書』日本労働研究機構。

(英語)

- Blundell, R., Monica C. Dias, C. Meghir, and John V. Reenen (2001), "Evaluating the Employment Impact of a Mandatory Job Search Assistance Program," *IFS Working Papers*, WP01/20, The Institute for Fiscal Studies.
- Bradley, Steve (1995), "The Youth Training Scheme: A Critical Review of the Evaluation Literature," *International Journal of Manpower*, vol.16, no.4, pp.30-56.
- Dolton, Peter J., Gerald H. Makepeace and John G. Treble (1994a), "The Youth Training Scheme and the School-to-Work Transition," *Oxford Economic Papers*, vol.46, pp.629-657.
- Dolton, Peter J., Gerald H. Makepeace and John G. Treble (1994b), "The Wage Effect of YTS: Evidence from YCS," *Scottish Journal of Political Economy*, vol.41, no.4, pp.444-453.
- Dolton, Peter J., and D. O'Neill (1996), "Unemployment Duration and the Restart Effect: Some Experimental Evidence," *The Economic Journal*, vol.106, pp.387-400.
- Dolton, Peter J., and D. O'Neill (1997), "The Long-Run Effects of Unemployment Monitoring and Work-Search Programs: Experimental Evidence from the U.K.," *Working Papers*, N71/08/97, Department of Economics, NUI Maynooth.
- Dolton, Peter J., and D. O'Neill (2002), "The Long-Run Effects of Unemployment Monitoring and Work-Search Programs: Experimental Evidence from the U.K.," *The Journal of Labor Economics*, vol.20, no.2, April, pp.381-403.
- Green, F., M. Hoskins and S. Montgomery (1996), "The Effects of Company Training, Further Education and the Youth Training Scheme on the Earnings of Young Employees," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.58, no.3, pp.469-488.
- Jones, Ian (1988), "An Evaluation of YTS," *Oxford Review of Economic Policy*, vol.4, no.3, pp.54-71.
- Main, Brian G. M. (1985), "School-Leaver Unemployment and the Youth Opportunities Programme in Scotland," *Oxford Economic Papers*, vol.37, pp.426-447.
- Main, Brian G. M. (1991), "The Effect of the Youth Training Scheme on Employment Probability," *Applied Economics*, vol.23, pp.367-372.
- Main, Brian G. M. and Michael A. Shelly (1990), "The Effectiveness of the Youth Training Scheme as a Manpower Policy," *Economica*, vol.57, pp.495-514.
- OECD (1993), "Active Labour Market Policies," *Employment Outlook*, OECD, pp.39-80.
- Speckesser, Stefan (2002) "The aggregate impact of Active Labour Market Policy in Germany and the U.K : Evidence from administrative data," Draft, Contribution to the Annual Conference of the European Society for Population Economics, September 13th – 15th, 2003, New York City.
(<http://www.econ.nyu.edu/cvstarr/conferences/ESPE/papers/speckessers.pdf>)
- Van Reenen, J. (2003), "Active Labour Market Policies and the British New Deal for the Young Unemployment in Context," *NBER Working Paper Series*, No.9576.
- Wells, William (2000), "From Restart to the New Deal in the United Kingdom," in *Labour Market Policies and the Public Employment Service*, OECD Proceedings, pp. 241-262.

3.4 スウェーデンの労働市場政策とその政策効果に関する計量分析例

3.4.1 スウェーデンの労働市場政策

3.4.1.1 近年の労働市場

スウェーデンの労働市場が我が国の場合と比較的類似している点としては、昨今、失業率（標準化失業率の意味）が 5%程度と比較的低い水準であること（表 3-4-1）、第一次石油危機後、多くの西欧諸国において失業率が急騰したのに比べ 1980 年代まできわめて低い水準で推移したこと（表 3-4-1）、女性の方が男性より失業率が高い国が多いなかで男性の方が女性より失業率が高いこと（表 3-4-2）、就業率が高く特に高齢者の就業率が高いこと（表 3-4-2）が挙げられる。

表 3-4-1 失業率の推移の国際比較

(単位：%)

	日本	スウェーデン	アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス
1978	2.2	2.5	6.1	5.2	3.7	5.4
1979	2.1	2.3	5.8	4.7	3.2	6.1
1980	2.0	2.2	7.1	5.7	3.2	6.5
1981	2.2	2.8	7.6	9.1	4.6	7.6
1982	2.4	3.5	9.7	10.5	6.5	8.3
1983	2.6	3.9	9.6	11.4	8.0	8.6
1984	2.7	3.5	7.5	11.9	7.2	10.0
1985	2.6	3.1	7.2	11.3	7.3	10.5
1986	2.8	2.9	7.0	10.8	6.6	10.6
1987	2.8	2.3	6.2	10.8	10.8	10.7
1988	2.5	1.9	5.5	8.8	6.3	10.2
1989	2.3	1.6	5.3	7.2	5.6	9.6
1990	2.1	1.8	5.6	6.9	4.8	9.1
1991	2.1	3.3	6.8	8.4	5.6	9.5
1992	2.2	5.8	7.5	9.7	6.7	10.4
1993	2.5	9.5	6.9	10.4	8.0	11.8
1994	2.9	9.8	6.1	9.7	8.5	12.3
1995	3.2	9.2	5.6	8.7	8.2	11.6
1996	3.4	10.0	5.4	8.2	9.0	12.3
1997	3.4	10.2	4.9	7.1	9.9	12.4
1998	4.1	8.5	4.5	6.2	9.3	11.7
1999	4.7	7.2	4.2	6.0	8.7	11.1
2000	4.7	5.9	4.0	5.5	8.1	9.6
2001	5.0	5.1	4.8	4.8	8.0	8.8

注)ドイツの1992年以前の数値は西ドイツ地域の数値である。

資料出所：OECD, Employment Outlook

ここでの記述における失業率は標準化失業率の意味である。すなわち、ILO ガイドラインに基づき、失業者を、労働力人口のうち、(1) 就業しておらず、(2) 就業可能の状態で、(3) 求職活動（自営開業のための準備等を含む）を積極的に行った者と定義し、失業率を、軍人を除いた労働力人口に占める失業者の割合として算出した数値とするものである。

一方、異なる点としては、まず、失業率について、スウェーデンでは1990年頃から1990年

代半ばにかけ短期間のうちに 1950 年代以降の最悪水準にまで急騰した後、2000 年頃にかけて急低下したところであるが、我が国では 1990 年頃から徐々に上昇し続けてきているということがある（表 3-4-1）。また、一般的に、高学歴者ほど失業率が低い傾向が見られるが、その傾向がスウェーデンでは大きく、我が国では小さい（表 3-4-3）。これはスウェーデンが特殊であるというよりは、我が国では学歴別失業率の差が小さいということによる。さらに、男女の就業率について、スウェーデンではほとんど差がないのに比べ、我が国では大きく異なっている（表 3-4-2）。これについては、一般的に、就業率には男女差が見られるところであるが、スウェーデンでは就業分野での男女の機会均等が図られているものといえる。

表 3-4-2 失業率及び就業率・55-64 歳者就業率の国際比較（2000 年）

（単位：％）

	失業率（15 - 64歳）		就業率			55-64歳者 就業率
	男性	女性	計	男性	女性	
日本	5.1	4.7	68.9	80.9	56.7	62.8
アメリカ	3.9	4.2	74.1	80.6	67.9	57.7
オーストラリア	4.8	4.6	68.4	77.3	59.6	28.9
ベルギー	5.3	8.3	60.5	69.5	51.5	26.3
デンマーク	4.0	5.0	76.3	80.8	71.6	55.7
フィンランド	9.2	10.6	67.3	70.2	64.3	42.7
フランス	8.5	12.0	62.0	69.1	55.1	29.7
ドイツ	7.7	8.7	65.3	72.8	57.8	37.3
アイルランド	4.5	4.2	65.2	76.2	54.1	45.3
イタリア	8.4	14.9	53.7	67.9	39.6	27.8
ルクセンブルク	1.8	3.2	62.8	75.2	50.2	27.4
オランダ	2.2	3.5	73.0	82.1	63.6	38.3
ポルトガル	3.2	5.1	68.2	76.5	60.3	51.0
スペイン	9.7	20.6	54.8	69.7	40.3	36.8
スウェーデン	6.3	5.4	70.8	72.3	69.3	65.1
イギリス	6.1	4.8	71.5	78.1	64.8	50.8
ギリシア	7.5	16.9	55.7	71.1	41.2	39.2

資料出所：厚生労働省(2002),平成 14 年版労働経済白書,日本労働研究機構.

表 3-4-3 学歴別失業率の国際比較（2001 年）

（単位：％）

	日本	スウェーデン	EU
中学卒	6.9	8.4	10.8
高校卒	5.5	5.7	7.2
大学・短大卒以上	3.4	3.0	4.5

資料出所：総務省(2001),労働力調査特別調査, 2001 年 2 月.
EU (2002), Employment in Europe 2002

ところで、スウェーデンでは、公共職業安定所（Arbetsförmedlingen）に1年以上求職登録をしている失業者の割合が、1990年において12.1%、1995年において27.8%、2000年において26.4%、2001年において22.3%であり（OECD, Employment Outlook.）、1990年代半ばでピークとなっている。ただ、スウェーデンでは、1990年代、失業給付の再認定を受けるという目的で雇用対策プログラムに参加する者が多数存在したということに留意しなければならない。（この時期、公共職業安定所への求職登録者の2割弱が2年以上求職登録をしている状況であった。）いずれにしても、スウェーデンでは、15-24歳者に係る失業率が11.8%（2001年）と全体での失業率5.1%（2001年）に比べて高いものの、他国に比べると長期失業者となる割合は低い状況にある（表3-4-4）。

表 3-4-4 長期失業者の割合の国際比較(2001年)
(単位: %)

	失業期間6ヶ月以上	失業期間1年以上
日本	46.2	26.6
アメリカ	11.8	6.1
オーストラリア	36.2	23.5
ベルギー	66.5	51.7
デンマーク	38.5	22.2
フィンランド	42.2	26.2
フランス	57.2	37.6
ドイツ	67.6	51.5
アイルランド	77.9	61.4
イタリア	77.4	63.4
ルクセンブルク	43.5	27.6
オランダ	80.4	46.8
ポルトガル	58.0	38.1
スペイン	61.8	44.0
スウェーデン	36.7	22.3
イギリス	43.6	27.7
ギリシア	69.0	52.8

注：ドイツの数値は2000年の数値、オランダ及びアイルランドの数値は1995年の数値である。
ルクセンブルクの数値についてはサンプルサイズが小さいことに留意する必要がある。

資料出所：OECD, Employment Outlook.

3.4.1.2 労働市場政策の展開

労働市場政策は、積極的労働市場政策（Active labor market policy）と消極的労働市場政策に二分される。積極的労働市場政策とは、職業訓練、職業紹介等の公共職業サービス、雇用助成等の再就職支援措置を指し、消極的労働市場政策とは、失業保険や早期退職促進等の仕事を持たなくとも生活ができるようにする所得保障的措置を指す。消極的労働市場政策から積極的労働市場政策に重点を移すことが効果的であると一般的に合意されている。

スウェーデンは、人口が2003年7月現在で約894万人と、日本の1/10以下の規模ではあるが（ちなみに、面積は日本の約1.2倍）、かねてより、先駆的かつ大規模な積極的労働市場政策や社会福祉等の実施により各国の注目を集めてきた。特に、スウェーデンでは、EU雇用戦略のガイドライン等が謳われるはるか以前からそこで求められている水準以上の積極的労働市場政策が実施されてきているところであり、その発端は1918年における失業者のための職業訓練の開始に遡る。その後、1930年代に、循環的失業への対策として、公共救済事業（道路等のインフラを整備するなどの肉体労働で、通常5～6ヶ月）が開始された。1950年代には、後進的な産業部門から排除された者を先端的な産業部門に就職させることを目的として、ブルーカラーの成人男性を対象とした積極的労働市場政策が開始された。1960年代後半には、労働市場政策が規模的に大きく拡大した。1970年代には、対象者が、社会問題化してきた女性・若年者・障害者・移民にまで広がり、各種のプログラムが提供された。公共救済事業の内容も、福祉等の公共サービス部門（主に地方自治体（Municipality））にシフトした。1980年代前半には、不景気ゆえの長期失業に対応するため、公共救済事業の規模が拡大した。ただし、1984年に製造業における若年者の雇用拡大を狙った賃金助成金（使用者に対する国庫助成金）が導入されたのを機に、それ以降、公共救済事業の規模は縮小した。1986年には、効率化を図るため、訓練市場が国の訓練機関の独占から民間訓練機関に自由化されるとともに、訓練提供に関する計画・決定が地方に移った。1990年代前半には、深刻な不景気ゆえの大量失業に対応するため、職場適応等のいくつかの新しい予算節約的な雇用対策プログラムが導入され、集中過多になりつつあった職業訓練からの分散を図るなどした。また、長期失業者、若年者、移民等の(再)就職が困難な者が優先的に政策対応されることとされた。

いずれにしても、職業訓練は、スウェーデンにおける伝統的かつ重要な雇用対策プログラムとして特に力が入れられており、積極的労働市場政策のなかでも多大の予算を費やしているものである。すなわち、失業給付は失業者の所得保障として重要な措置ではあるが、それだけでは(再)就職を保証するものとはなりえないことから、労働市場への復帰・参入をより確実にするための手段として職業訓練が重視されてきているということである。

近年、スウェーデンにおいては、就労・職業能力主義（Work and Skills Line; Arbets-och kompetenslinjen）を労働市場政策の原則とする方向が明確に打ち出され、各種の改革が行われている。従来、失業給付が充実し、雇用対策費も非常に大きいものであったが、この原則の意図するところは、所得保障たる消極的労働市場政策から求職活動支援たる積極的労働市場政策へのさらなるシフトである。

3.4.1.3 雇用対策プログラムの内容^(註1)

スウェーデンの労働市場政策には、失業者への訓練機会の提供及び雇用創出のための対策並びに経済的援助を提供する対策があり、具体的に、主な雇用対策プログラムとしては以下のようなものがある。

(注 1) スウェーデンにおける労働市場の概況及び雇用対策プログラムの内容の取りまとめにあたっては、酒光 (2003)を中心として、その他、伊藤 (2003)、奥津 (2003)、西澤 (1997)に負うところが大きい。

○ 失業保険 (UI; Unemployment insurance; Arbetslöshetsförsäkring)

消極的労働市場政策として、失業者に対する所得保障を行うための保険が失業保険である。労働者は労働組合に加入すると同時にその労働組合が管理している失業保険組合 (A-kassan; Arbetslöshetskassa; 2001 年 12 月末時点で、業種・職種毎に 39 組合) の所得比例失業保険 (任意失業保険とも称する; Inkomstrelaterad ersättning) に加入することとなる。(スウェーデンでは労働組合の組織率が高く、労働者全体の 9 割以上が加入している。なお、15 歳未満または失業保険組合が定める上限年齢を超えている者、家族従事者等は適用を除外される。) 所得比例失業保険の失業給付を受給するためには、失業保険組合に 1 年以上加入しており、また、失業直前の 1 年間のうちの 6 ヶ月間について、各月 70 時間以上、あるいは、合計で 450 時間以上かつ各月 45 時間以上、就労しており、さらに、失業後、公共職業安定所に求職登録をしている必要がある。ちなみに、失業保険組合は労働省社会保険局ではなく労働市場庁^(註 2)の監督の下に、失業保険法及び失業基金法によって活動を規定されている。ここで、所得比例失業保険に加入していない者や、たとえ所得比例失業保険に加入しているとしても失業した際に加入期間要件を満たしていない者に対しては、失業した際に年齢等の受給要件を満たしていれば、上限額が 1 日当たり 320 SEK^(註 3)の基礎失業給付 (Grundbelopp) が支給される。

なお、失業保険制度は 2001 年に大幅改正され、失業給付を受給するためには、公共職業安定所が失業者の各人毎に作成する個人別活動計画が必要となった。また、求職活動をしていても原則として失業給付の給付期間延長は行われなくなり、失業期間が 100 日を超えた場合には、求職者は、職種や就業地の条件を緩和しなくてはならないこととなった。

給付期間は最長 300 日 (57 歳以上の者は最長 450 日)、リプレースメントレイショ (失業給付額の従前賃金額に対する比率) (上限) は 80%である。下限額は 1 日当たり 230SEK であるが、上限額は 2002 年に 1 日当たり 680 SEK (最初の 100 日間は 730 SEK) に引き上げられた。ちなみに、所得比例失業保険の失業給付のリプレースメントレイショ (上限) はかつて 90%であったが、1993 年 7 月に 80%、1996 年 1 月に 75%へと引き下げられた後、1997 年 9 月に 80%に引き上げられた。

(注 2) 労働市場庁(AMS; National Labor Market Board; Arbetsmarknadsstyrelsen)は労働省の外庁たる、労働市場政策に関する計画の策定、実施機関の調整、政策評価を担当する労働市場行政組織の中央組織であり、地方労働局に対する目標設定、政策実施の指針策定、予算配分、業務遂行のフォローアップ及び評価等が主な任務である。

(注 3) 1SEK(スウェーデン・クローネ) = 約 15.8 円(2003 年 5 月 30 日現在)

○ 個人別活動計画 (Individual action plan; Individuell handlingsplan)

個人別活動計画とは、失業者の各人毎に作成する求職活動計画のことである。3 ヶ月以内に、

公共職業安定所が求職者とともに作成することとされている。2000年より実施されている。

○ 特別訓練手当 (UBS; Special training allowance; Särskilt utbildningsbidrag)

義務教育レベルまたは後期中等教育レベルの学校に通うことを希望する 21～55 歳の失業者に対して特別訓練手当が支給される。失業給付と同額で、財源は政府基金である。

○ 職業訓練 (AMU; Labor market training; Arbetsmarknadsutbildning)

公共職業安定所に求職登録をしている 20 歳以上の失業者等 (失業のおそれがある就業者を含む) に対して職業訓練を提供し、スキルを養うことにより就職する機会を高める。水準は初級から上級のコースまで、また、訓練期間も 1～2 週間のものから数ヶ月のものまで多岐にわたる。訓練は、地方労働局^(注4)や公共職業安定所が、民間機関、公共機関、企業などに委託して行う。職業訓練に参加すると求職活動給付が支給される (訓練自体は無料)。訓練の 4 割は職業能力開発協会 (AMU-Group; Labor market training group) の訓練機関で行われる。

(注4) 地方労働局(Country Labor Board)は、各県毎に設置されている労働市場行政の第一線組織であり、所管地域の雇用サービス機関に対する指導・調整が主な任務である。

○ 企業内訓練奨励金 (On-the-job training; Utbildning för anställda)

企業内訓練奨励金とは、在職者に対する訓練を実施した企業に対する助成制度のことである。単なる企業内訓練は対象とならず、訓練期間中に失業者を雇用した場合や、余剰人員に対して訓練が行われる場合 (解雇の代替手段)、また、技術革新への対応のために行われる場合が助成対象となる。

○ 職業体験 (Work experience; Arbetspraktik)

従来の職業体験事業 (ALU; Work experience scheme; 失業給付の受給期間延長のために職業訓練が濫用されることがないようにという観点から導入されたものであり、公共職業安定所に求職登録をしている 20 歳以上の失業給付受給資格者 (特に、受給期間を満了する者) に対し、非営利民間団体、地方自治体、労働組合等で実施される一般市場では扱えない活動に従事する機会を提供するプログラム) 及び職場適応 (API; Workplace introduction; 職業経験のない 20 歳以上の失業者に適切な現場で実践を積む機会を提供するプログラム) の 2 つの職業体験プログラムが、1999 年 1 月 1 日に、職業体験として整理・統合された。

職業体験は、20 歳以上の失業者で職業経験が乏しい者に対し、就職意欲を刺激し、職場との接点を増やすために、企業において職場体験を行わせるものである。企業の他、NPO などで実施される。参加者と企業との間に雇用関係はないが、安全衛生上の保護はなされる。参加期間は 6 ヶ月に限定され、参加すると求職活動給付が支給される。受け入れ企業は、受け入れ費を月 3,000 SEK 納付することとなっているが、障害者や活動保証の参加者は無料で受け入れられる。

○ コンピュータ・センター (Computer centers/Activity centers; Datortek/Aktinitetscenter)

コンピュータ・センターとは、20～24歳の失業者等に対してコンピュータの操作方法に関する基礎的な研修を行う機関のことであり、国と地方自治体が管理している。1995年に設立され、すべての地方自治体に導入されている。参加者には求職活動給付が支給される。

○ 高度職業訓練 (KY; Advanced vocational training; Kvalificerad yrkesutbildning)

高度職業訓練とは、1997年に導入された成人教育のための新プログラムである成人教育対策 (Adult education initiative) の一環として行われているものであり、新しいタイプの中等教育以上 (Post-secondary) の職業訓練である。高等教育機関、高等学校、その他の教育訓練機関、企業がコースを提供する。1/3は企業内訓練である。プログラムの参加者は、奨学金、教育融資を受けることができる。

○ 創業助成金 (Start-up grants)

公共職業安定所に求職登録をしている20歳以上の失業者であって事業を創業する者は、創業期の生活費として創業助成金たる財政援助を受けることができる。創業助成金は求職活動給付と同額で、支給期間は6ヶ月である。

○ 地域若年者対策 (KUP; Municipal youth program; Kommunala ungdomsprogrammet)

地域若年者対策とは、地方自治体が、20歳未満の失業者を安定した雇用につなげることにについて責任を負うということ国と協定し、郡の労働委員会との同意書に署名をした上で、これら若年失業者各人の状況に応じた職業訓練を中心とした対策 (職業体験機会を含む) を講じるなど、就職を促進するためのフルタイムの活動を取り決めるプログラムである。実際、すべての地方自治体がこの同意書に署名をしている。これらの若年者は、地方自治体が定めた給付を受給し、地方自治体は国から補助を受ける。

○ 若年者活動保証 (Youth guarantee; Ungdomsgaranti)

若年者活動保証とは、地方自治体が、地方労働局との協定に基づき、20～24歳の失業者を対象として、1年間のフルタイムの求職活動を支援するプログラムのことであり1998年1月1日に導入された。対象者は最初の90日間、通常の職業サービスを受けるが、公共職業安定所がこの間に、求職者を適切な職場または正規の学校、労働市場政策に送ることができなかった場合には、地方自治体の責任において進学または各種雇用対策の対象となる機会が与えられる。地方自治体は、国から補助を受ける。対象となった若年者には求職活動給付または能力開発給付 (Development allowance) が支給される。

○ 賃金助成金 (Wage subsidies; Lönebidrag)

救済事業 (Relief work; Beredskapsarbeten; 公共職業安定所に求職登録をしている25歳以上の失業者 (主に、高齢者、地域的移動困難労働者、移民、障害者) の就労の場を確保するため、これらの者に、地方自治体等が実施する介護、教育、行政、事務等の仕事を臨時に提供する失業対策事業のことで、雇用期間は6ヶ月) に対し、その賃金の50%相当額を上限として事

業主を助成する制度たる雇い入れ助成金 (Recruitment subsidies) があったが、これが、1998年1月1日、雇用助成金に組み替えられた。これが、現在の一般雇用助成金 (公共職業安定所に1年以上求職登録をしている20歳以上の失業者を雇用(雇用期間は最長6ヶ月)した場合に、その賃金の50%相当額 (上限額は1日当たり525SEK) について事業主を助成する制度) であり、また、1999年以降、より長期の失業者に対処するための雇用助成金として、強化型雇用助成金、拡張強化型雇用助成金、特別雇用助成金が追加された。

○ 活動保証 (Activity guarantee; Aktivitetsgarantin)

活動保証とは、失業給付の支払ルールを改定することとセットで、公共職業安定所に2年以上求職登録をしている失業者等 (その可能性が大きい失業者を含む) のうち求職活動や職業訓練等の各種の雇用対策プログラムに積極的に参加する意欲のある者を対象として、就業等の前に、将来の新しい職に結び付く個別に設定されたフルタイムの活動 (Activity) を提供する総合的なプログラムのことであり、2000年8月に導入された。プログラムへの参加申し込みは、公共職業安定所登録後27ヶ月以内に行う。プログラムに参加すると求職活動給付が支給される。

○ 求職活動給付 (Activity support; Aktivitetsstöd)

失業者が、職業訓練、職業体験、活動保証、若年者活動保証、コンピュータ・センターといった雇用対策プログラムに参加した場合に求職活動給付が支給される。(職業訓練の場合、訓練機関は参加報告書を送付する必要がある、不参加の場合には支給が停止される。) 給付額は失業給付と同額 (下限額は1日当たり240SEKである。なお、失業給付の受給資格を有しない者に対しては1日当たり143SEKである。) であり、財源は政府基金である。

○ 移動助成金 (Mobility grants)

自宅の近所で仕事が見つからない失業者の就職に対する「遠隔地への通勤 (片道の通勤時間が90分以上かかる事業所への通勤) または転居」(Starthjälp) に対して、旅費・引越のための手当たる移動助成金が支給される。支給期間は最長6ヶ月で、最低6ヶ月の継続勤務が求められる。

なお、労働市場政策は、25~55歳者についてとそれ以外の年齢の者についてとは異なり、25歳未満者については、100日を超えて顕在失業 (Open unemployment; 雇用対策プログラムに参加していない失業のこと) 状態にしてはならないという目標があり、失業の100日後には職業訓練をはじめとする雇用対策プログラムに参加しなければならない。(参加しない場合には失業給付の支給が停止されうる。)

スウェーデンの雇用対策費 (GDP比) は、昨今、低下したとはいえ、2001年において2.28%と、ドイツ、フランスに次ぐ高さであり、イギリス、我が国、アメリカを大きく上回っている (表3-4-6)。この状況は積極的政策に限定して見た場合でもほぼ同じ状況であって、2001年において1.09%と、フランス、ドイツに次ぐ高さであり、イギリス、我が国、アメリカを大きく上回っている (表3-4-6)。なお、雇用対策を支出面から見た場合、我が国では、失業給付、公

共職業サービス、雇用助成に関する支出が多く、職業訓練、若年者対策、障害者対策は少ないが、これに対し、スウェーデンでは、障害者対策がきわめて多く、職業訓練も、ドイツ、フランス等と並んで多い（表 3-4-6）。

表 3-4-5 主な雇用対策プログラムの対象者数及び支出額

	年	対象者（人）	支出額（百万SEK）
失業保険	2000	受給者数：696,183	27,872
特別訓練手当	2001	50,469	2,637
職業訓練	2001	28,377	5,761
企業内訓練奨励金	1999	957	328
職業体験	2001	21,253	2,724
コンピュータ・センター	2001	4,889	773
創業者助成金	2001	6,900	929
地域若年者対策	2001	3,726	112
若年者活動保証	2001	4,279	348
賃金助成金	2001	51,099	5,400

資料出所: The Ministry of Industry, Employment and Communications, Sweden (2002), Basic Information Report: Sweden, 2002, A report made by the Mutual Information System on Employment Policies in Europe.

表 3-4-6 雇用対策費の国際比較（対 GDP 比）

		日本 (01)	スウェーデン (98)	スウェーデン (01)	アメリカ (00-01)	イギリス (99-00)	ドイツ (01)	フランス (00)
2	職業訓練	0.03	0.45	0.30	0.04	0.05	0.34	0.25
	失業者訓練	0.03	0.44	0.30	0.04	0.04	0.34	0.22
	在職者訓練	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.03
3	若年者対象	0.00	0.03	0.02	0.03	0.15	0.09	0.20
	若年失業者対策	0.00	0.03	0.02	0.03	0.04	0.08	0.24
	徒弟制度、若年者訓練	0.00	0.00	0.00	0.00	0.11	0.01	0.18
4	雇用助成	0.08	0.61	0.24	0.01	0.01	0.25	0.37
	雇用助成金	0.00	0.14	0.19	0.00	0.01	0.03	0.18
	創業支援	0.00	0.08	0.04	0.00	0.00	0.04	0.00
	雇用創出事業	0.00	0.39	0.00	0.01	0.00	0.19	0.18
5	障害者対策	0.01	0.59	0.31	0.03	0.02	0.29	0.09
	職業訓練	0.00	0.04	0.02	0.03	0.01	0.12	0.03
	雇用助成金	0.00	0.55	0.28	0.00	0.02	0.16	0.06
6	失業給付	0.55	1.81	1.19	0.30	0.56	1.90	1.38
7	早期退職促進	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00	0.02	0.27
	合計	0.86	3.88	2.28	0.45	0.92	3.13	2.96
	積極的対策(1-5)	0.31	1.96	1.09	0.15	0.36	1.20	1.31
	消極的対策(6-7)	0.55	1.93	1.19	0.30	0.56	1.92	1.65

資料出所: OECD, Employment Outlook.

3.4.2 政策効果に関する計量分析例

3.4.2.1 分析方法の変遷^(注5)

政策効果を分析するための方法は、雇用対策プログラムへの参加者と非参加者について、所得、就職、時間当たり賃金、失業期間等を比較するというものである。

1960年代後半に、政策効果を評価する研究が始まった。分析方法は、非実験的(Quasi-experimental; 雇用対策プログラムへの非参加者として、無作為に選定する代わりに、例えば、雇用対策プログラムから脱落した人々を取る等)方法が主流であった。1970年代前半には、分析方法が、重回帰分析等、次第に、計量経済学的及び経済学的観点からの、より手の込んだものへとシフトした。1970年代後半には、パネルデータが使用できるようになり、雇用対策プログラムに参加したことで就職や所得がどうなったか、といった分析の水準が向上した。1980年代以降、分析手法はさらに高度化してきた。

(注5) スウェーデンにおける政策効果に係る分析方法の変遷の取りまとめにあたっては、Björklund (1994)に負うところが大きい。

3.4.2.2 計量分析の具体例

○ Dahlberg, Å. (1978), 失業者の就業に関する移動助成金の効果. (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価.における内容解説から)

北スウェーデンのある6地域の者について、1969-1970年において移動助成金を受けて就職した者(以下「移動就職者」という。サンプルサイズは1,600人)のその後の就業率を、同じく1969-1970年においてずっと顕在失業状態にあったかあるいはその間に何らかの雇用対策プログラムに参加した者からなる Comparison group の場合と比較した。

すなわち、1971年と1975年において、移動就職者と Comparison group の労働市場状態や属性を調査し、これら2時点の就業状態を、移動就職者と Comparison group について、性、年齢、社会的属性により標準化した上で、非実験的方法により比較分析を行った。その結果は、1971年における就業率が、移動就職者で78%、Comparison group で76%と、移動就職者の方が若干ではあるが率が高くなっているものの、1975年における就業率については、移動就職者で78%、Comparison group で80%と、その情勢は逆転するというものである。ただし、移動就職者を移動元に戻らなかった者に限定すると、就業率は、1971年において86%、1975年において83%と、いずれの時点においても、Comparison group より高くなっている。

○ Edin, P.A. (1988), 工場閉鎖後の従業員の成り行き. (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価.における内容解説から)

1977年における北スウェーデンの Kramfors のパルプ工場閉鎖に伴い解雇された従業員について、解雇後、職業訓練に参加した者が就業状態にあった者と比較して、1年後、2年後、及び、それ以降の週当たり賃金の対数値がどうなのかを分析したところ、1年後は-9%で有意となるものの、2年後及びそれ以降については負の値ではあるものの1年後に比べるとその値は

小さくしかも有意ではないという結果を得た。なお、職業訓練に参加した者が就業状態にあった者と比較した1年後の所得のダウン率は、顕在失業状態にあった者が就業状態にあった者と比較した場合のそれより大きくなるということも確認された。

なお、分析にあたっては、1977年における北スウェーデンの Kramfors のパルプ工場閉鎖に伴い解雇された従業員についての、1969-1980年における所得や労働市場状態（就業、疾病、失業、教育、職業訓練、救済事業）に係るパネルデータ（非労働力期間を有する者については除外）を使用している。

○ **Sehlstedt, K. and Schröder, L. (1988), 就職の足掛かり. (Ackum, S. (1991), 若年者の失業、雇用対策プログラムとその後の所得. における内容解説から)**

雇用対策プログラムへの参加は再就職率を向上させるという分析結果を得た。

○ **Björklund, A. (1989a)及び Björklund, A. (1989b), 職業訓練プログラムの評価. (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価. における内容解説から)**

全国で1976-1980年に職業訓練に参加していた者の1981年における時間当たり賃金の対数値を分析した結果は、Control function model の場合には-4.9%と負の値（10%水準で有意）、固定効果モデル(Fixed effect model) の場合には+5.1%と正の値（有意ではない）、Self selection model の場合には+10.5%と正の値（5%水準で有意）となり、分析結果はモデルによるというものである。(Control function model 及び固定効果モデルの意味については、後述の「Regné, H. (2001)」の解説部分において概説する。)

なお、分析にあたっては、全国で1976-1980年に職業訓練に参加していた者についての1981年における時間当たり賃金のデータを使用している。

○ **Axelsson, R. (1989). (Björklund, A. (1994), スウェーデンにおける労働市場政策の評価. における内容解説から)**

1981年の第4四半期に職業訓練のコースを修了した者の1982年、1983年における年当たり収入を、求職中の失業者たる comparison group の場合と比較して分析した。1980-1983年における年当たり所得についての登録データを入手・使用して分析したところ、固定効果モデル（従属変数として、1980年から1982年（または、1983年）にかけての収入の変化を伴ったモデル）を用いて分析をしたところ、1982年で6,600SEK、1983年で9,000SEK（ともに、t値は5以上）という正の効果を計測した。ちなみにこの時期の平均年収は40,000SEK弱であるので、効果はかなり大きいと言える。

○ **Edin, S.A. and Holmlund, B. (1990), 失業、求人及び雇用対策プログラム（スウェーデンの場合）. (Ackum, S. (1991), 若年者の失業、雇用対策プログラムとその後の所得. における内容解説から)**

失業期間が長くなると再就職率は低下するが、雇用対策プログラムは、この低下を緩和する

という分析結果を得た。

○ **Ackum, S. (1991)**, 若年者の失業、雇用対策プログラムとその後の所得。

16-24歳の失業者について、まず、1年間、失業状態にあった者は、非労働力状態にあった者に比べ、時間当たり賃金の対数値が2.20%、減少するという結果を得た(t値は2.040)。また、職業訓練が、1年後の時間当たり賃金の対数値に及ぼす影響については、-1.84%と負の値が計測され、人的資源の観点からは考えにくいものであるが、t値が0.521と有意な結果ではなかった。

次に、セレクション・バイアスを考慮した場合についてみると、1年間、失業状態にあった者は、非労働力状態にあった者に比べ、時間当たり賃金の対数値が1.41%減少するという結果を得たが、t値が1.060と有意な結果ではなかった。また、職業訓練が、1年後の時間当たり賃金の対数値に及ぼす影響については、相変わらず、-0.01%と負の値が計測され、かつ、t値が0.248と有意な結果ではなかった。

分析に使用したモデルは、各人のある時点における時間当たり賃金の対数値を、教育年数、労働市場経験年数(及びその2乗)、救済事業の年数(及びその2乗)、失業年数、職業訓練年数、年齢、女性(ダミー変数)、外国籍(ダミー変数)、1981年秋・1982年春・1985年春(ダミー変数)により説明するというものである。

なお、分析にあたっては、1981年1月末において公共職業安定所に求職登録をしていたストックホルムの16-24歳者900人についてのクロスセクションデータ及び1981-1985年における労働市場状態についての調査(Holmlund, B. and Kashefi (1987), Survey of Unemployed Youth in Stockholm (Longitudinal survey of 1981-85).)によるパネルデータ(Holmlund, B. and Koshefi (1987), Stockholm Youth Sample (1981-1985).)を使用している。Stockholm Youth Sampleは、1981年の1月と2月、1982年、1985年の計4回の調査からなるもので、各回の調査のサンプルサイズは、それぞれ、678人、579人、539人、590人、少なくとも1回は参加した者は830人、4回のすべてに参加した者は527人であった。まず、1981年1月の調査で個人属性についての報告を受け、以降、1981-1982年においては78週にわたる週毎の、そして、1982-1985年においては月毎の教育、就業、救済事業、職業訓練、失業といった労働市場状態の報告からなる。なお、最終的なデータとしては、状況に照らして必要な除外・修正が施された。

○ **Harkman, A., Jansson, F., and Tamas, A. (1996)**, 効果、弱点、見通し(スウェーデンにおける職業訓練の評価)。(Heckman, J.J., Lalonde, R.J., and Smith, J.A. (1999), 積極的労働市場政策の経済学及び計量経済学. における内容解説から.)

職業訓練が時間当たり賃金の対数値に与える効果を測定したところ正の値が観察されたが有意な結果ではない。

○ **Carling, K., Holmlund, B., and Vejsiu, A. (2001)**, 失業給付の引き下げは求職行動を押し上

げるか？（スウェーデンの 90 年代の例）。

1995 年 6 月に国会成立し 1996 年 1 月 1 日に失業給付のルプレイスメントレイショ（上限）が 80%から 75%に引き下げられたが、このことが、求職行動にどのような影響を与えたのかについて分析した（日当たり賃金が 705~752SEK の者を Comparison group とする非実験的方法）。その分析結果は、再就職率が 1 割（モデルにより 9.5%~11.7%）増加した、というものである。（さらに、1996 年 1 月 1 日前の数ヶ月の行動にも影響を与えたことが見てとれた。）

なお、分析にあたっては、Register-Based Longitudinal Data Base for Sweden (LINDA Database; 労働市場庁; 公共職業安定所に求職登録をしている失業者各人毎の日々の労働市場状態（顕在失業、雇用対策プログラムへの参加、等）に関するデータで、1991 年以降、個人の性・年齢等の属性や求職状況等の情報と併せて利用可能）のなかの、1994 年後半-1996 年前半の 55 歳以下失業者に係るデータ（18,429 人）を使用している。

○ Regnér, H. (2001), スウェーデンにおける失業者に対する職業訓練プログラムの非実験的評価. (既にとりまとめられていた、Regnér, H. (1996), スウェーデンにおける職業訓練の非実験的評価. を補充発展させたもの)

成人男性の失業者について、職業訓練が、その 1 年後、2 年度の年所得にどのような効果を及ぼすのかを、1989 年コーホートについて固定効果モデルまたは Control function model により分析したところ、負の効果が計測された。これは、人的資源開発のためということではなくて単に給付を受給する目的で職業訓練に参加したためではないかと考えられるものの、他のコーホート（1990 年、1991 年）やモデル（Random growth model）を選ぶと正の効果が計測される状況であるので、さらなる分析が必要である。

ここで、これら 3 種類の非実験的モデルの意味を、以下、概説する。まず、Control function model とは、セレクション・バイアスは訓練参加者と Comparison group の間の性・年齢といった観察上の違いにのみよるものとし、 Z_i という観察分セレクション変数を加えて、

$$Y_{it} = X_{it} \beta + Z_i \delta + D_i \alpha_t + v_{it}$$

の形で十分であると考えられるモデルである。（ここで、 i は個人、 t は年時点、 Y_{it} は年当たり所得、 X_{it} は観察済の個人の属性を示す変数の行ベクトル、 D_i は各種ダミー変数の行ベクトル、 v_{it} は攪乱項である）。次に、固定効果モデル（Fixed effect model）とは、セレクション・バイアスは個人毎の職業能力といった時間とともに変化しない未観察の個人の属性によるものとして、

$$Y_{it} - Y_{is} = D_i \alpha_t + (X_{it} - X_{is}) \beta + (v_{it} - v_{is})$$

という形のモデルを考えるものである。そして、Random growth model とは、観察済の個人の属性と未観察の個人の所得の伸びの両方に起因するセレクション・バイアスを除去するもので、

$$\begin{aligned} & (Y_{it} - Y_{is}) - (t - s)(Y_{is} - Y_{i,s-1}) \\ & = \alpha_t D_i + [(X_{it} - X_{is}) - (t - s)(X_{is} - X_{i,s-1})] \beta + (v_{it} - v_{is}) - (t - s)(v_{is} - v_{i,s-1}) \end{aligned}$$

という形のモデルを考えるものである。

なお、分析にあたっては、職業訓練の評価用に調査されたパネルデータのうち 1989 年及び 1990 年、1991 年の 12 月に職業訓練を修了した成人男性の参加者（無作為抽出）に係る 1987-1992 年のデータ、並びに、Register-Based Longitudinal Data Base for Sweden（労働市場庁）、及び、スウェーデン統計局（SCB; Statistics Sweden）のデータを使用している。

（注）同内容の先行的研究として、Andersson, H. (1993), 訓練の影響評価のための新しい非実験的手法(スウェーデンの場合). (Heckman, J.J., Lalonde, R.J., and Smith, J.A. (1999), 積極的労働市場政策の経済学及び計量経済学. における記述として)がある。

○ Richardson, K. and van den Berg, G.J. (2001), 職業訓練が再就職率に及ぼす効果.

職業訓練に参加した場合、再就職率は高くなり（2 倍強になる）、失業期間は短くなるという分析結果が得られた。（なお、再就職後の賃金や雇用期間については有意な結果は得られなかった。）

なお、分析にあたっては、公共職業安定所の求職登録者のデータ（1993 年 1 月 1 日-2000 年 6 月 22 日）及び失業者データのうち 25-55 歳者についての 1%抽出データ（5,010 人）を使用している。

○ Sianesi, B. (2002a), 1990 年代におけるスウェーデンの積極的労働市場政策の評価。 (Sianesi, B. (2002b), 1990 年代におけるスウェーデンの積極的労働市場政策（全体としての効果と各種実績）. における内容解説から）

雇用対策プログラムへの参加は、参加しない者に比べ、どのくらい再就職率が向上するかを分析した結果、雇用対策プログラム開始後 5 ケ月までは負の果が計測されるが、その後は（少なくとも 5 年後までは）正の値（概ね+5%）を示すことが確認された。

なお、分析にあつては、Register-Based Longitudinal Data Base for Sweden（労働市場庁）、及び、各人毎の失業給付に係る情報（1994 年以降、利用可能）のうち、1994 年に初めて失業した者について 1999 年 11 月末までの 5-6 年間にわたり追跡をしたデータ（11 万人強）を使用している。

(参考)

○ Korpi, T. (1995), 「失業期間が長いほど失業状態からの退出率はどうなるのか」ということに労働力政策が及ぼす影響（スウェーデンの場合）.

失業者の顕在失業状態からの退出率については、他の国々の場合であれば negative duration dependence があるという状況であろうなか、スウェーデンでは、positive（または non-negative) duration dependence があるという分析結果ばかりであるが、これは、スウェーデンの場合には、職業訓練といった伝統的かつ大規模な労働市場政策が実施されており、さらに、これらの雇用対策プログラムは失業期間が長いなど厳しい状況に置かれている人にほど

手厚いために、そのような分析結果になるのではないかと推測される。

そこで、Weibull Model (hazard rate が $\alpha \lambda t^{\alpha-1}$ の形) を用いて、上記の件について分析したところ、退出先が常用雇用である場合の α は 0.97、退出先が雇用対策プログラムへの参加である場合の α は 1.33 という結果が得られた。この結果は、「労働市場政策の存在により、失業者の顕在失業状態からの退出率について positive (または、non-negative) duration dependence があるという分析結果になる」ということを説明するものである。

なお、分析にあたっては、1981年1月末において公共職業安定所に求職登録をしていたストックホルム在住の25歳未満の者の1981-1985年における労働市場状態についての調査 (Holmlund, B. and Kashefi (1987), Survey of Unemployed Youth in Stockholm (Longitudinal survey of 1981-1985).)によるパネルデータ (Holmlund, B. and Koshefi (1987), Stockholm Youth Sample (1981-1985).) を使用している。

(注) 失業期間が長くなるにつれて失業状態からの退出率が低下する(増加する、低下しない)ことを「失業者の失業状態からの退出率について negative (positive, non-negative) duration dependence がある」と称している。Weibull Model (hazard rate が $\alpha \lambda t^{\alpha-1}$ の形)の場合、これらは、 $\alpha < 1$ ($\alpha > 1$, $\alpha \geq 1$) に対応する。

表 3-4-7 主な分析結果

分析者 (論文等の発表年)	分析内容	対象プログラム	効果
Björklund (1989)	時間当たり賃金の対数値 の向上率	職業訓練	値の正負や有意であるかどうか はモデルの取り方による。
Ackum (1991)	1年後の時間当たり賃金の 対数値の向上率	職業訓練	負の値が計測されたが、有意な 結果ではない。
Carling, Holmlund and Vejsiu (2001)	再就職率の向上率	1996年1月に失業手当のリ プレイスメントレイショ (上限) が80%から75%に 引き下げられた	1割
Regnér (2001)	1年後、2年後の年所得の 向上率	職業訓練	値の正負はコーホートやモデル の取り方による。
Richardson and van den Berg (2001)	再就職率の向上率	職業訓練	2倍強となる
Sianesi (2002)	再就職率の向上率	すべての 雇用対策プログラム	プログラム開始後5ヶ月までは 負の値だが、その後は正の値 (概ね+5%)となる。
(参考) Korpi (1995)	顕在失業状態からの退出 先が常用雇用である退出 率は、失業期間が増加す るにつれてどうなるか	すべての 雇用対策プログラム	小さく低下する。(なお、顕在 失業状態からの退出先が労働市 場プログラムへの参加である退 出率は、失業期間が増加するに つれて、大きく上昇する。)

【参考文献】

- 伊藤実 (2003), フランス、スウェーデンの失業保険制度に関する所内研究会における資料, 日本労働研究機構.
- 奥津眞理 (2003), 「第2章 欧州主要国における雇用戦略の展開」の「1. 国別雇用政策の特徴 (4)スウェーデン」, 本調査研究報告書, 日本労働研究機構. (なお、雇用戦略研究会における資料を含む。)
- 厚生労働省 (2002), 平成14年版労働経済白書, 日本労働研究機構.
- 酒光一章 (2003), 日本とスウェーデンの雇用・人材育成対策, 平成15年4月, 厚生労働省.
- 神野直彦 (2002), 人間回復の経済学, 岩波新書.
- 神野直彦 (2001), 二兎を得る経済学 景気回復と財政再建, 講談社+α新書.
- 総務省 (2001), 労働力調査特別調査, 2001年2月.
- 西澤弘 (1997), 労働市場の構造変化と政策対応—スウェーデンにおける労働市場政策の役割と課題, 日本労働研究機構研究紀要 14.
- 日本労働研究機構 (2002), データブック国際労働比較 2003.
- 藤井威 (2002), スウェーデン・スペシャル, I, II, 新評論.
- Ackum, S. (1991), Youth unemployment, labor market programs and subsequent earnings, *Scand. J. of Economics* 93(4), 531-543.
- Andersson, H. (1993), Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of training: New Swedish evidence unpublished manuscript, Sweden Institute for Social Research, Stockholm University.
- Antonsson, H.A. (National Board for Youth Affairs, Sweden) (2003), Labour market programmes for young people in Sweden, 労働政策フォーラム スピーチ資料, 2003.1.22, 日本労働研究機構.
- Axelsson, R. (1989), Svensk arbetsmarknadsutbildning - En kvantitativ analys av dess effekter, *Umeå Economic Studies*, Umeå University.
- Björklund, A. (1989a), Evaluations of labour market training programmes - The Swedish experience, Mimeo, The Industrial Institute for Economic and Social Research (Industrins Utredningsinstitut), Stockholm.
- Björklund, A. (1989b), Evaluations of training programmes - Experiences and suggestions for future research, Discussion Paper 89-13, Wissenschaftszentrum, Berlin.
- Björklund, A. (1994), Evaluations of labour market policy in Sweden, *International Journal of Manpower* 15-5, 16-31.
- Carling, K., Holmlund, B., and Vejsiu, A. (2001), Do benefit cuts boost job finding? Swedish evidence from the 1990s, *The Economic Journal* 111, 766-790.

- Dahlberg, Å. (1978b), Geografisk rörlighet - sociala och ekonomiska effekter, in SOU 1978:60.
- Edin, P.A. (1988), Individual consequences of plant closures, Ph.D. dissertation, Uppsala Universitet.
- Edin, S.A. and Holmlund, B. (1990), Unemployment, vacancies, and labour market programmes: Swedish evidence, In F. Padoa-Schioppa (ed.), Mismatch and Labour Mobility, Cambridge University Press.
- EU (2002), The Swedish national evaluation of the European Employment Strategy: Summary report.
- EU (2002), Employment in Europe 2002.
- Harkman, A., Jansson, F., and Tamas, A. (1996), Effect, defects, and prospects - An evaluation of labor market training in Sweden, Unpublished manuscript, Research Unit, Swedish National Labour Market Board.
- Heckman, J.J., Lalonde, R.J., and Smith, J.A. (1999), The economics and econometrics of active labor market programs, *Handbook of Labor Economics* 3, 1865-2097.
- IFAU-Institute (2002), Follow-up of EU's recommendations on labour market policies, Arbetsmarknadspolitisk Utvärdering Rapport 2002:3.
- Korpi, T. (1995), Effects of manpower policies on duration dependence in re-employment rates: The example of Sweden, *Economica* 62, 353-371.
- The Ministry of Industry, Employment and Communications, Sweden (2002), Basic Information Report: Sweden, 2002, A report made by the Mutual Information System on Employment Policies in Europe.
- OECD, Employment Outlook.
- Regnér, H. (1996), A nonexperimental evaluation of manpower training in Sweden, Unpublished manuscript, Stockholm University.
- Regnér, H. (2001), A nonexperimental evaluation of training programs for the unemployed in Sweden, Swedish Institute for Social Research, Stockholm University.
- Richardson, K. and van den Berg, G.J. (2001), The effect of vocational employment training in the individual transition rate from unemployment to work, IFAU-Institute for Arbetsmarknadspolitisk Utvärdering, Rapport.
- Sehlstedt, K. and Schröder, L. (1988), Språngbrada till arbete? (Springboard to work?), EFA, Ministry of Labor, Stockholm.
- Sianesi, B. (2002a), An evaluation of the Swedish system of active labour market programmes in the 1990s, IFS Working Paper W02/01.
- Sianesi, B. (2002b), Swedish active labour market programmes in the 1990s: Overall effectiveness and differential performance University College London and Institute for Fiscal Studies.
- The Swedish Institute (2001), Fact sheets on Sweden: Swedish labor market policy.

3.5 その他のヨーロッパ諸国の政策評価

ここでは、オランダ、オーストリア、フランス、スイス、ベルギーにおける、様々な雇用政策の効果に関する経済学的な分析結果の概要を紹介する。なお、英語の研究論文として公刊されたもののみを対象としているため、母国語によるより詳細な情報がある可能性を指摘しておく。

3.5.1 オランダ

3.5.1.1 概要

オランダにおける長期失業者のための助成金等の影響を検証したものである（文献①）。25歳以上で3年以上失業している者に対する雇用助成は、一時金と社会保険料の免除という形で実施され、長期失業者の減少に貢献している。また、25歳以下の若年長期失業者に対する助成は、賃金コストの33%を補助するという政策で、これも若年長期失業者の減少に貢献している。しかしながら、全体的な雇用の増加に与える影響としては、前者の政策のほうがより優れている。

3.5.1.2 政策的背景及び目的

オランダでは、1980年代前半に雇用情勢が著しく悪化した。そこで政府は、VMAとJOBスキームという2つの政策を実施し、失業率を下げようとした。

VMAは、長期失業している成人（25歳以上）を雇用した経営者に対して、その人の社会保険料を免除するというものである。対象者となるのは最低3年間失業していた者。社会保険料の免除は、賃金コストの17%に相当する。この免除は最長4年間継続される。さらに雇用する場合には、一時金として一人当たり4,000ギルダーが支給される。制度は1986年10月から実施されたが、1989年7月に大幅改正され、他の雇用政策に統合された。

JOBスキームは、若年の長期失業者に対する措置である。最低2年間失業していた25歳以下の者に対して、賃金コストの33%に相当する助成金が労働者の派遣元から雇い主に対して最長1年間支給される。これも1980年代後半に実施された政策で、現在（1993年）は廃止されている。

この論文の問題関心は、この2つの政策がどの程度、長期失業者を減らすことに貢献したのか、ということである。

3.5.1.3 データ及び分析結果

過去に実施された郵送調査及びインタビュー調査を再集計し、VMAについては、1987年5月の417企業、1988年5/6月の550人（対象者）、1989年8月の150企業、JOBスキームについては、1986年2月の151企業、及び266人（対象者）、1988年10月の481人（対象者）を対象とした。

主な結果として、以下のようなことがわかった。

(1) 長期成人失業率に対する VMA の効果は、有意にプラスとなった。つまり、VMA が成人の長期（3 年以上）失業率を下げるということである。VMA によって 1 企業当たり 15%以上の雇用創出効果があったと考えられる。

(2) 雇用の継続性については、雇用契約期間の長さ、就業期間中の教育訓練、企業規模の大きさ、扶養家族、オランダ人（人種）などの変数が有意にプラスの影響を、失業期間の長さはマイナスの影響を与えている。重要なこととして、VMA に参加した初期の雇用契約期間が長いほど、雇用の継続性が高まるということである。

(3) しかしながら、VMA は 3 年以上の長期失業者を対象としているが、長期失業者に対してプラスの効果が出ている反面、比較的短期（2 年以内）の失業者が再雇用される比率を下げている。

(4) 若年失業者が対象の JOB スキームが雇用の継続性に与える影響は、VMA と同じく、初期の雇用契約の長さ、就業期間中の教育訓練が有意にプラスの影響を与えていた。しかし、失業期間の長さ、人種、扶養家族などは有意な影響を与えていなかった。

(5) JOB スキームが若年の長期失業者の減少にプラスの効果を与えることは事実だが、雇用全体（雇用創出）に与える影響は小さい。

(6) 全体的な結論として、VMA のほうが JOB スキームよりもプラスの影響を与えていた。

3.5.2 オーストリア

3.5.2.1 概要

オーストリアの訓練政策の影響を検証したものである（文献②）。公共訓練施策に参加するか否かをコントロールした分析によれば、不利益な点の多い労働者や動機付けが低い労働者は、より訓練プログラムに登録されやすいこと、プログラムへの参加は、雇用の安定性を有意に高めることなどがわかった。

3.5.2.2 目的

直接的な雇用創出、雇用助成金、訓練政策（Manpower Training Programmes）などの積極的労働市場政策（ALMP）のうち、MTP を中心にその効果を見る。アメリカでは収入への影響しか見ていない研究が多いが、欧州では、雇用が継続するかしないかという点が重要である。北欧のように包括的に実施されているわけではないが、オーストリアの MTP について検証する。

これまでの研究は、サンプル・セレクション・バイアスが強く、MTP に参加する人の属性が参加しない人の属性とかなり異なるデータが使用されていた。イギリスやスウェーデンに関しては、この問題を解消するために、一定の研究成果がある。

雇用の継続性を見るためには、短期的には失業期間を、長期的には MTP 直後の雇用期間を見ることができる。

3.5.2.3 政策的な背景

ドイツ、フランス、オランダ、スウェーデン、イギリスに比べて、MTP もそれ以外の労働市場政策関係支出も、オーストリアの財政支出割合は低い（1986 年のデータ）。しかしこれは相対的に失業率が低いことによるもので、失業者一人当たりの支出にするとかなり高い。しかし労働市場政策のうち、ほとんどは早期退職制度など受動的な政策で占められており、ALMP の比率は低い。

オーストリアの MTP は、構造変化による将来の失職を想定した訓練、障害者・若年者・長期失業者のための訓練を全般的に含むので、非常に幅が広い。また、参加者の認定基準は「失業しているか、失業の危険性が高い人」となっており、最終的な判断が現場の担当官によって異なる。なお、参加者は失業給付と同じ額を受給する。

3.5.2.4 データ及び分析手法

分析の対象となるデータは、1986 年に失業者として登録され、訓練プログラムを終えた（直後または一定期間の失業期間を経た後も含む）男性全体の 2% をカバーしている。早期退職の影響を除去するために 52 歳以下とした。1986 年に MTP に参加した人が対象であるが、その後、完全に失業した人は対象としていない。つまり、訓練プログラムを終えて、なんらかの形で労働市場に留まっている人だけを対象としている。また季節変動が激しい農業、建設業、観光業も除外した。この結果、サンプルサイズは 1,945 ケースとなった。

従属変数は再失業のリスク（雇用の継続性）で、プログラム後 12 ヶ月以内に失業登録されたか否かというダミー変数。独立変数は、訓練プログラムに参加したか否か、個人属性（年齢、婚姻、学歴など）、労働市場属性（都市規模など）である。

3.5.2.5 分析結果

主な結果は以下のとおりであった。

(1) 訓練プログラムへの参加は、従属変数（再失業のリスク）に対して有意にマイナスの影響を与えている。つまり、訓練プログラムへ参加することで、再失業のリスクが小さくなるということである。

(2) 年齢の影響は 46～52 歳の階層では、有意にプラスの影響を与えている。つまり、中高年層の男性労働者の場合は、再失業のリスクが大きいということである。

(3) 扶養家族（子供）がいる場合は、有意にマイナスの影響を与えている。つまり、子供がいる場合には、再失業のリスクが小さいということである。

(4) 学歴は、高学歴者の場合に有意にマイナスの影響を与えている。つまり、高等教育を受けている者は、再失業のリスクが小さいということである。

(5) 前職の勤続日数は、有意にマイナスの影響を与えている。つまり、前職での勤続期間が長いと再失業のリスクが小さいということである。

(6) 過去の失業期間は、有意にプラスの影響を与えている。つまり、過去の失業期間が長いほ

ど再失業のリスクが大きいということである。

(7) 人口 10 万人以上及び 100 万人以上の都市に住んでいる場合は、有意にマイナスの影響を与えている。つまり、10 万人未満などの中小都市よりも大都市では、再失業のリスクが小さいということである。

3.5.3 フランス（その 1）

3.5.3.1 概要

フランス労働力調査 1990～1992 年のパネル・データを使用して、若年者の労働市場における移行について分析した（文献③）。安定的雇用、有期雇用、有給の職業訓練、失業、学校教育、それぞれの状態をどのように移行したかについて見たものである。結論としては、現在が安定的な雇用の者は、過去も安定的な雇用であることが多く、その他の状態も、過去（初期）の状態と異なる現在の状態への移行が困難であることが多い。つまり、一端、失業してしまうとなかなか抜け出すことが難しいこと、有期雇用の者は有期雇用を繰り返すことが多い、そして有給の職業訓練を受けても安定的な雇用を得るのは困難であることなどがわかった。

3.5.3.2 目的

若年者の教育から職業への移行には時間がかかるが、フランスでは特にその傾向が強い。ある研究によれば、ほとんどの若者は 20 代終わり頃になってようやく安定的な職を得ている。若年者に対する教育訓練政策も非常に幅が広い。しかしそれらの政策の計量的な評価は少ない。アメリカなどでは社会実験に基づいたデータが入手可能だが、フランスでは実施されていない。しかし、Heckman らの研究によって、コントロールされていないデータの分析も有意義であることが示されている。

そこでこの論文では、フランスの労働力調査を利用して、18～29 歳の若年者を対象に、労働市場の状態が時間的にどう変化したかについて検証する。

3.5.3.3 政策的な背景

フランスでは、25 歳以下の若年者は、就業歴が浅いので、雇用保障の権利もなく、失業給付も少なく最低所得保障もない。そこで、若年者に対する特別な教育訓練プログラムが設けられている。この教育訓練プログラムは、それに参加すると様々な職業訓練が受けられるだけでなく、一定の手当ても支給される。その結果、教育訓練プログラムに参加することは、失業を回避する主要な手段となっている。またほとんどの者は、労働市場に参入しない（訓練も給付金もない）よりは、このプログラムに参加することを選好するので、失業率を上げるよりはよいという議論になっている。実際、そのようなプログラムがないときの失業率は高いと言われている。

3.5.3.4 データ及び分析手法

分析の対象となるデータは、INSEE（国立統計経済研究所）が実施しているフランス労働力調査で、1990～1992年の3年間のパネル・データ。1992年に18～29歳であった若年者5,454人が対象。

従属変数は、1989年1月～1992年3月までの38ヶ月間における労働市場の状態。この状態は、具体的には、①安定的雇用（無期限雇用）、②有期雇用（契約期限36ヶ月以内）、③有給の職業訓練、④失業、⑤教育及び無給の訓練、⑥非参加である。単純な集計だけで見ると、半数は学校にいて、雇用されている者のうち1/3は①か②、失業率は20%弱、③の人は失業者の1/3となっている。状態への依存度（state dependence）という観点から分析した。

3.5.3.5 分析結果

主な結果は以下のとおりであった。

(1) 初期が①（安定雇用）で現在が②（有期雇用）か③（有給訓練）の場合は、他の状態に比較して有意な差が検出された。また初期が⑤（教育）及び現在が⑤である場合も、有意な差が検出された。これらは、次のことを示している。つまり、①の状態は他の状態に移行する確率を下げている、安定的な雇用にある者はその状態が長く続くということ、および⑤の学校教育終了後は、教育課程に戻る事が少ないということである。

(2) 現在の状態が②（有期雇用）の人は、初期が②以外の場合には、あまり多くない（現在が②の人は初期も②のことが多い）。これは、有期雇用を継続するにもそのための訓練などが必要である可能性を示している。

(3) 現在が③（有給訓練）である場合も、初期が③である場合が多い。これは有期雇用と似ている。ただし、現在が③である人には、初期が④（失業）または⑤（教育）であることも多い。

(4) 教育を受けた後に①か②にいる確率は、④にいる確率よりも高い。つまり正規の教育課程を修了している場合には、失業するよりも就業する可能性のほうが高いのである。しかしこの効果は、期間が短いほど薄れてしまう。このことは、学校教育後に安定的な職を得るには、一定期間の失業状態を経る可能性があることを示している。

(5) 有期雇用と有給訓練については、安定的な雇用への過度的な形態なのか、また安定雇用のために技能を蓄積している時期なのかという疑問がある。しかしながら、1年間の期間を観察した結果、初期に有期雇用または有給訓練の状態にいた人が、現在は安定雇用の状態である確率が高いという結果は得られなかった。つまり、安定的な雇用を得るために、有期雇用または有給訓練の状態を経ることが有利であるという結論は導かれないのである。またこの結果は、観察期間が長いほどそうであることから、有給訓練の効果は、短期間でしか見られないか、あるいは1年以上の経過期間の後に安定的な雇用へつながるということになる。

(6) 全体的な結論としては、若年者の失業を減少させるためには、安定的な職を得てその経験を蓄積させることが何よりも重要である。有期雇用が一時的な避難路にはなるが、有期雇用を

経験すると安定雇用よりも有期雇用を繰り返す可能性のほうが高くなる。

3.5.4 フランス（その2）

3.5.4.1 概要

フランスにおける有期雇用の影響を検証したものである（文献④）。1970年代終わりから実施されているものに、有期雇用（CDD）がある。これは、制度的に雇用保障が強い無期限雇用（CDI）に代わるものとして、政策的に導入された措置で、企業にとっては、労働者を解雇するコストが大幅に低減した。したがって、若年者や長期失業者などが新規採用される確率も高まると思われていた。しかし、このような部分的な制度変更は、結果的には離職率を高め、また同時に失業率も高めるというマイナスの結果につながっている。

3.5.4.2 目的

次の3つの疑問を解くことを目的とする。

(1) 企業が新人を採用するとき、採用された者と仕事とのマッチングがまず考慮される。企業はその後で、より生産性の高い、正規の職に就かせる。これは本当なのか。

(2) レベルの低い初職に就いた者の解雇コストを下げ、他方で正規の職を維持する。これは、企業の新規採用行動を活発化させるが、他方で解雇コストが低いことで、企業の解雇行動も活発化させるのではないだろうか。

(3) したがって、解雇コストを下げながら雇用を維持しようとする政策は、生産性の低い仕事を増やし、正規雇用の数を減少させるのではないだろうか。

3.5.4.3 政策的な背景

フランスでは、無期限雇用（CDI）は、法律で雇用が保障されている。CDIの者を解雇するには、1～2ヶ月の予告期間（勤続年数による）と賃金月額10%（勤続10年以上の場合はさらにプラス6.6%）×勤続年数分の解雇手当を支払うことになっている（労働協約によってこれを上回る場合も多い）。そのほか、解雇手続きが複雑であるため、企業にとっての解雇コストは非常に大きいと見られている。

このような問題を解消するため、1979年以降、有期雇用（CDD）が政策的に導入されてきた。CDDの解雇にも解雇手当が必要であるが、手続き要件が大幅に緩和されている。

以下の条件の1つを満たせば、CDDを採用できる。

- (1) 休暇中の代替要員
- (2) 臨時的な需要増
- (3) 季節変動への対応
- (4) 若年者、長期失業者など特定の対象者のための雇用

CDDの期間は、雇用契約の内容によるが通常6ヶ月から24ヶ月で、平均は1年間。雇用を継続する場合はCDI（無期限雇用）へ転換することが可能となるが、雇用が継続されなければ、

期間中の総賃金の6%の解雇手当をもらって解雇される。CDDが期限切れになると、支給されていた賃金の40%プラス定額の失業手当か、57.4%の失業手当のどちらか高いほうで支給される。勤続年数が長く、年齢が高いほど支給期間も長い。過去12ヶ月のうち6ヶ月以上雇用されていた場合、4ヶ月分の失業手当が支給され、さらにその後3ヶ月間は基準額の85%の額が支給される。

3.5.4.4 データについて

INSEEが毎年実施している労働力調査。これはフランス全人口の1/300を対象とした調査で、3年間はパネル・データとなっている。CDDに関する質問が1983年以降利用可能なので、1983～2000年までを使用した。

CDDは、1983年には総雇用者の1.4%であったが、2000年には10.8%に増加している。またこの間の若年（20～24歳）の労働市場動向は大きく変化した。この階層の学生比率は1983年には21%であったが、2000年には49%と増加している。これは主にバカロレア（高校卒業試験）の影響であろう。しかし同時に、失業率が高いことによる労働市場への参入回避行動である可能性もある。さらに1983年にはこの階層の60%がCDIであったのが、2000年には21%へ激減している。この間、CDDは3.0%から17%へと増加した。

3.5.4.5 分析結果

20～24歳層に注目して記述統計のレベルで検討した結果、以下のような事実がわかった。

- (1) 1980年代、1990年代とも、CDIは減少し、CDDは増加している。
- (2) 1980年代は、CDDの増加に伴って、失業期間が短縮している。しかし1990年代にはCDDが失業の減少に貢献していない。
- (3) CDDからCDIへの移行は、1980年代、1990年代ともに減少している。CDDに留まる確率は両期間とも高まっている。そしてCDDから失業への移行は1980年代は減少したが、1990年代前半は失業への移行が増加している。
- (4) 最終的な結論としては、CDDのような有期雇用の限定的な制度を導入しただけでは、若年者の安定的な雇用を確保することにはならず、むしろ失業の危険性が高く生産性の低い仕事を若年者に供給する結果になっている。

3.5.5 スイス

3.5.5.1 概要

1990年代後半にスイスで導入された積極的労働市場政策（ALMP）の効果に関する研究である（文献⑤）。1996年に大幅に改正されたALMPを9種類に分類し、それぞれのプログラム参加者のその後の雇用率を従属変数として分析した。主な結果は、雇用プログラムと教育訓練プログラムはほとんど効果がなかったが、6ヶ月間の有期雇用に対する賃金助成については、有意に雇用率を上げていた。

3.5.5.2 政策的背景及び目的

スイスでは、1980年代までの失業率はわずか1%程度であったが、1990年代に入って失業率が増加し、1997年には5.2%となった。1980年代までの不況期には、主に外国人労働者と非典型雇用の変動によって失業率の急上昇が起こらなかったが、1990年代は労働力人口の20%を占める外国人労働者が非労働力人口とならずに労働市場に残留しているため、失業率を高めており、また非典型雇用を担う女性も同様の動きを取っている。

1984年までは失業保険制度が確立されていなかった。1984年に失業保健法が制定されたが、失業率が高まる1990年代後半までは大きな改正が行われなかった。1996年の大幅な改正は、受動的な失業給付から、積極的労働市場政策（ALMP）への転換である。改正後は、失業給付期間2年間のうち、無条件に給付されるのは30週間だけで、残りは条件付きとなった。失業保険への加入は過去2年間に6ヶ月以上保険に加入していたことが条件。しかし一度失業した場合の再加入要件は、失業後3年間のうち12ヶ月以上雇用されていたかどうかであり、これは長期失業を防止する意図がある。

スイスのALMPは、様々な教育訓練プログラムと雇用プログラムを包括しており、さらに有期雇用賃金助成（TEMP）というユニークな制度もある。

教育訓練プログラムは、初歩的なものから職業特殊なものまで幅広く用意されており、参加者のインタビュー結果によって担当官が適切なコースを助言して勧める。研修期間は1日のものもあれば数ヶ月続くものもある。

雇用プログラムは、失業者が求職活動を継続しながら、提供された仕事に半年間従事するというもので、賃金は失業給付よりも多い。

TEMPは、失業者が提供された（失業給付より少ない賃金の）仕事に従事するとき、失業給付との差額を補填するもので、参加者は有期雇用で働くが、求職者として扱われるという制度である。

3.5.5.3 データ及び分析結果

1997年12月の雇用保険及び社会保険データから得た19,307人が対象。ALMPに関するカテゴリーとして、以下の9種類に分類した。

- ①非参加者（どのプログラムにも参加していない）
- ②基礎訓練コース
- ③語学訓練コース
- ④コンピュータ訓練コース
- ⑤高等職業訓練コース
- ⑥その他訓練コース
- ⑦公共雇用プログラム
- ⑧民間雇用プログラム

⑨有期雇用賃金助成

各プログラムに参加したことが、その後の雇用率（参加者に占める雇用された者の比率）に与える影響を検証した結果、以下のようなことがわかった。

(1) ⑦と⑧の雇用プログラムは、全体的には効果がなかった。しかし、女性を対象にした雇用プログラムは一定の効果が見られた。

(2) 職業訓練プログラムは複雑な影響を与えていた。統計的には②～⑥のどれも有意にプラスの影響を与えていなかったが、④、⑤、⑥の係数値は低くなかった。②と③は影響していなかった。

(3) ⑨（TEMP）だけが、唯一統計的に有意な影響を与えており、このプログラム参加者の雇用率は高い。イギリスの New Deal にも同様の政策があるが、New Deal は助成金の支給期間である 6 ヶ月を超えた後にも同一の企業での雇用が期待されているのに対し、スイスの TEMP は、求職者として活動しながらの有期雇用に対する賃金助成なので、よりプログラム参加者の雇用状況を改善するものと考えられる。

3.5.6 ベルギー

3.5.6.1 概要

ベルギーの Making Work Pay（働いた方が得になる方策）に関する研究である（文献⑥）。

社会福祉に依存している生活困窮者に対して、就労させることで社会参加を促す独自のプログラムは、ある程度社会福祉への依存期間を短くするが、他方でこのプログラムを運営する福祉機関に対する助成金などのインセンティブがあることから、一向にプログラム参加者の数を減らすことには貢献していない。したがってこのような雇用政策は、あまり効果があるとは言えない。

3.5.6.2 政策的背景と問題関心

ベルギーでは、社会福祉は、社会保険制度から取り残された生活困窮者のための制度で、人口の 0.8%（1990 年）を占めている。しかし失業給付が原則無期限であるので、社会福祉に依存する者は少ない。

この社会福祉に依存する者を労働に参加させるために、社会的雇用プログラム（SE）が導入されている。これは、地方の福祉機関（WA）を通じて、社会福祉の対象者を失業者として認定し、仕事と失業給付を与える制度である。WA は、この SE の運営だけではなく、福祉機関として、介護施設や病院、老人ホームの運営や在宅介護支援なども実施している機関である。

しかしながら、SE に参加することが、マイナスの影響をもたらすことも考えられる。第一に参加者が得る賃金は非参加者に対する給付よりも高額であるため、次第に参加者が喜んで働く賃金の相場を上昇させてしまう。第二に、SE の期間が終了すると失業給付を受給できるが、これが福祉手当の金額よりも高く、またミーンズ・テストが実施されていない。第三に、WA に

対して国家や自治体から補助金が支給されるため、WA がより参加しやすい者（社会福祉にあまり依存していない者、スキルのある者等）を選ぶ傾向があるので、福祉からの脱却という SE の効果を測定するのが難しくなっている。

3.5.6.3 データと分析結果

ベルギー社会統合省が集計した 1987～1990 年に SE に参加した 50 歳未満の者、681 人を対象とした。従属変数は、社会福祉手当を受給した期間。この期間が短いほど、SE による労働市場への参加が促進されたと見ることができる。

観測される値のセレクション・バイアスを修正した結果では、SE への参加は、社会福祉に依存する期間を 13.1 ヶ月から 11.6 ヶ月へと短縮させている。この結果だけ見ると、SE プログラムは、社会福祉に依存する人を減らすことに貢献しているようである。しかしデメリットもある。SE に参加した人は、プログラム終了後に失業給付を受けるので、WA には帰ってこない。それゆえ、WA はプログラム参加者の職業能力を高めることに貢献できない。しかしながら、WA が SE プログラムの運営に関して多額の補助金を国家や自治体から受けているため、SE に参加する人の数を減らそうとしない。したがって、社会福祉に依存している人々に対するこのようなプログラムは、あまり効果のある政策とは言えないのである。

【参考文献】

①オランダ

Jaap De Koning, “Measuring the Placement Effects of Two Wage-Subsidy Schemes for the Long-Term Unemployed” in *Empirical Economics*, 1993, No.18.

②オーストリア

Josef Zweimuller and Rudolf Winter-Ebmer, “Manpower Training Programmes and Employment Stability” in *Economica*, 1996, No.63.

③フランスその 1

Thierry Magnac, “Subsidised Training And Youth Employment: Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labour Market Histories” in *The Economic Journal*, 2000, No.110.

④フランスその 2

Olivier Blanchard and Augustin Landier, “The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-term Contracts in France” in *The Economic Journal*, 2002, No.112.

⑤スイス

Michael Gerfin and Michael Lechner, “A Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland” in *The Economic Journal*, 2002, No.112.

⑥ベルギー

Bart Cockx and Geert Ridder, “Social Employment of Welfare Recipients in Belgium: An Evaluation” in *The Economic Journal*, 2001, No.111.

3.6 政策評価まとめ

3.6.1 政策評価でよく用いられる用語の整理

3. 2～3. 5 でアメリカ、イギリス、スウェーデン、その他のヨーロッパ諸国における政策評価の結果をみたが、ここでは政策評価の簡単な取りまとめを行うことにする。

ところで、政策評価を実施するに際しては、政策評価特有の問題が登場する。政策評価の理解のためには、政策評価特有の問題ないし用語の理解が不可欠である。そこで、既出の問題なり用語が大半であるが、ここではそうしたものも含めて政策評価特有の問題・用語の解説をまづ行うことにする。ただし、以下の問題・用語は代表的なものであり、必ずしも網羅的に取り上げている訳ではない。

- **Active Labor Market Policy (積極的労働市場政策)**

積極的労働市場政策とは、職業訓練、職業紹介等の公共職業サービス、雇用助成等の再就職支援を指す。失業保険や早期退職促進政策等の仕事を持たなくとも生活を可能にする所得保障的措置である消極的労働市場政策と対比される。

- **Deadweight Loss (デッドウエイト・ロス)**

例えば、雇い入れ助成金政策を例にとると、助成金が支給されなくとも企業が従業員を採用した場合、助成金支給による純粋な雇用創出効果は期待されない。このように、雇用創出の効果をもたらさなかった「資源の浪費」をデッドウエイト・ロスという (Dar and Tzannatos (1999))。

- **Displacement Effect (置き換え効果)**

プログラム受講者や助成金を支給された労働者が、そうでなければ雇われていた労働者に代わって企業に雇われることをいう。置き換え効果が生じる場合の純雇用創出効果は、ゼロとなる。

ただし、この置き換え効果という用語は、必ずしも統一的な用いられ方をしておらず、例えば Dar and Tzannatos (1999) では、同様の意味で **Substitution Effect (代替効果)** という用い方をしている。

- **Selection Bias (セレクション・バイアス)**

セレクション・バイアスとは、プログラム参加者の抽出が無作為ではなく、プログラム受講者と非受講者のもとの(固有の)属性が異なることに帰因する政策評価の偏り(バイアス)をいう。

例えば、プログラム受講者が能力の高い者によって構成されており、一方非受講者についてはそうでない場合、能力の違いによる影響で、見かけ上プログラムの効果があったかのように見誤ることをいう。

- **Treatment and Control Group** (トリートメント・グループ、コントロール・グループ)

トリートメント・グループまたはコントロール・グループとは、政策評価における科学的手法に用いられる概念で、政策プログラムに参加するグループをトリートメント・グループ、政策プログラムに参加しないグループをコントロール・グループと呼んでいる。

- **Experimental and Quasi-experimental Techniques** (実験的、非実験的手法)

上記コントロール・グループの作成方法により、科学的手法は非実験的手法(Quasi-experimental)と実験的手法(Experimental)に分類される。非実験的手法とは、外部データを用いてコントロール・グループを作成し、政策効果を測定する手法である。一方実験的手法とは、プログラム運営機関がプログラム参加希望者を無作為にトリートメント・グループとコントロール・グループに分類することにより、政策の効果を測定する手法である。

- **Randomization and Substitution Bias** (ランダム化バイアス、代替バイアス)

ランダム化バイアスとは、プログラム受講希望者の中から無作為にプログラム受講者を決定するという方法自体が、人々の受講決定に影響を及ぼし、プログラム受講者の属性がそうでなかった場合と比べて異なる場合を指す。

例えば、通常のプログラムの運営では、特定の基準を満たすと思われる者のみに対して受講勧奨が行われるとしよう。通常の運営においては受講勧奨を受けられる確率が高く、受講を希望するであろう者も、無作為に受講が割り当てられるとなると、受講できなくなる確率が高まるために、受講を希望しなくなるかもしれない。このような場合、無作為割り当てが行われる場合の受講希望者は、通常のプログラム運営における受講希望者とは異なるから、推定されるプログラム効果が通常のプログラムの効果を示すとは必ずしも言えなくなる

また、代替バイアスとは、コントロール・グループに属する非受講者が、対象となるプログラムと代替的な外部のプログラムを受講することにより生じるバイアスである。本来、非受講者はプログラムを受講しないことが建前であるが、外部の代替プログラムを受講することによって、非受講者の成果(平均賃金など)がそうでなかった場合に比べて上昇することがある。このような場合、推定される政策効果にはバイアスが生じることになる。

- **Creaming** (クリーミング)

プログラム終了後の受講者の就業率や平均賃金の上昇率など成果に関する達成目標がプログラムの各運営機関に割り当てられている場合、運営機関担当者は意図的に再就職しやすい者や高賃金を得やすい者をプログラム受講者としがちである。こうした行為はクリーミングと呼ばれている。無作為抽出を謳っておりながら、実際には受講者に質の高い者が分配される結果、サンプル・セレクション・バイアスが生じる原因となる。

3.6.2 アメリカ、イギリス、スウェーデンなどの政策評価取りまとめ

(1) アメリカの訓練政策

アメリカにおける職業訓練政策は、訓練プログラムによって対象となる訓練受講者が異なっているが、経済的に不利な立場にある者をプログラムの中心に据えているという点では共通している。ただし、2000年のWIAの場合には、上記経済的に不利な立場にある者に加えて、成人全体が訓練の対象となっている。政策評価は、プログラム受講後の受講者の平均収入が、非受講者に比べて相対的に高くなっているのかどうかに焦点を当てているものが多い。

年間収入への影響について概観すると、初期の訓練プログラムであるMDTAについては全般的にプラスの効果を示している文献が多い。CETAについては効果があるものかないもので評価が分かれている。JTPAについては、成人の場合効果が認められるものの、若年については効果が観察されていない。

訓練政策の就職確率への影響については、女性や高齢者、福祉受給者や都市部居住者についてプラスの影響が観察される。つまり、女性や高齢者などの訓練受給者は、非受給者に比べて、訓練後の就職確率が高まっているのである。

また、訓練プログラムの効果は、訓練受講者に一律に見いだされるというよりは、マイノリティーや女性など社会的弱者に対してプラスの効果を持つ場合が多いことがわかる。

(2) イギリスの訓練・再就職支援政策

イギリスの政策評価に当たり取り上げられた文献は、若年者訓練施策と長期失業者の求職支援施策、さらに若年者のためのニューデールについてである。

若年者訓練施策の訓練終了後の就業率に関する評価については、若年失業者が急増していた1980年～1986年に関してはプラスの政策効果が観察されている。訓練参加者は非参加者に比べて、訓練後の就業確率が統計的に高くなっているのである。ただし、失業情勢が改善に向かったそれ以降については、プラスの政策効果は観察されていない。

また、訓練後の賃金の上昇については、全般的に負の効果ないしは効果がないという結論となっている。ただし、社会的に不利な立場にある男性については、賃金に関するプラスの効果が観察されている。賃金のプラスの効果は、かなり限定的なものである。

長期失業者の求職支援に関する政策評価に目を向けると、短期的にはプログラム受講者の方が非受講者よりも早く再就職できるというプラスの効果が観察されている。ただし、5年にわたる追跡調査に基づく長期的な効果は、男性にのみ観察されている。

若年者のためのニューデールについては、プログラム終了後の就職率に対する効果が論じられている。ニューデールの第一段階である求職支援活動（Gateway）を介して、プログラムの大きな正の就職効果が確認されている。

イギリスの政策評価については、どのプログラムについても正の就職効果が観察されている。ただし、若年者訓練施策の場合には、失業情勢が改善にある場合については正の就職効果は観

察されない。

(3) スウェーデンの労働市場政策

スウェーデンの政策評価については、施策も政策評価の対象も大変バラエティーに富んでいるといえる。施策としては職業訓練プログラム、移動補助金、若年者の失業、求人、雇用対策プログラムなど広汎な分野に及んでおり、また政策評価の対象も就職率、プログラム受講前後の賃金変化、失業期間などを対象としている。

こうした政策評価の中から、主だった結果を抜き出すと以下の通りである。まず、対象となるプログラムの如何に関わらず、プログラム受講者の再就職率は非受講者に比べて統計的に高いという結果が出ている。プログラム受講前後の賃金変化については、結果が曖昧であるか、推計したモデルによって結果が異なる場合が多いようである。

また、スウェーデンの場合、失業期間が長くなっても失業状態から抜け出す割合が、失業期間とともに高まる **Positive Duration Dependence** が観察されるとの多くの報告があるが、こうした背後には同国の手厚い労働市場政策が関わっているものと推察されている。

(4) その他の国々

その他のヨーロッパ諸国の中で、面白い結果が出ているのはスイスである。これはスイスの積極的労働市場政策に関する評価についてであるが、積極的労働市場政策に含まれる 9 つのプログラムの評価をそれぞれ行っている。そのほとんどの施策が効果なしという結果であるが、唯一有期雇用賃金助成のみが再就職率にプラスの影響を与えている。

オランダの場合も長期失業者のための助成金政策について評価を実施しているが、雇用助成は長期失業者の減少に貢献しているという結果となっている。

また、オーストリアの場合、訓練プログラムの効果を検討しているが、訓練プログラムの受講により再失業のリスクが小さくなるというプラスの効果が観察されている。

フランスの場合には、若年者が安定的な雇用を確保することは非常に難しく、職業訓練の受講などによっては事態が改善しないという悲観的な政策評価が下されている。

ベルギーでは、社会福祉に依存している生活困窮者を就労させることにより社会参加を促す **Making Work Pay**（働いた方が得になる方策）に関する評価が行われているが、大きな効果があるとは言えない結果となっている。

さて、以上の結果をまとめると、次のようなことが言えるかと思われる。ひとつは、訓練プログラムをはじめとした多くのプログラムの受講者は、非受講者に比べて再就職確率が高くなっている。就職率に関しては、プラスの政策効果が観察されることが多い。ただし、イギリスの場合にみられるように、プラスの政策効果は失業状況が悪化している時期に有効なのかもしれない。

プログラムの賃金上昇に対する効果については、明確な回答が得られていない。プラスの効果を示す事例もあれば、マイナスの効果を示す事例もあり、さらにどちらともいえない結果も

多くなっている。そうした結果の中で、プラスの効果が観察されるのは、女性、マイノリティーなど社会的弱者に多いようである。

訓練プログラムに関する政策評価の結果が大半を占めたが、それ以外で興味深い点は、イギリスの個別相談員による求職支援活動が大きな効果を上げていると考えられる点である。日本の厳しい若年者失業情勢を考慮した時に、イギリスの若年者のためのニューディール政策は一考に値すると考えられる。また、スイスの場合、積極的労働市場政策がほとんど成果を上げていないとする結果も注目に値する。

3.6.3 積極的労働市場政策の評価

さて、以上取り上げた結果は、既に記したように、科学的手法に基づいて政策評価を行った結果である。ところで、労働市場政策といった時に、その政策の中心となるのは積極的労働市場政策であると考えられることができる。しかしながら、これまでにまとめた科学的手法に基づく政策評価は、訓練政策の評価が中心であり、必ずしも積極的労働市場政策全般にわたる評価ではなかった。そこでここでは、非科学的手法による評価も含めて、積極的労働市場政策全般にわたる評価について簡単に触れることにする。

積極的労働市場政策の評価には、OECD（1993）をはじめいくつかのまとまった成果があるが^(注1)、ここでは Dar and Tzannatos（1999）の積極的労働市場政策全般に関する評価の内容について触れる。Dar and Tzannatos（1999）が掲げる具体的な積極的労働市場政策とは、以下の7つの施策をいう。

- ①Public works program
- ②Job search assistance
- ③Training for long-term unemployed
- ④Retraining for those laid off en masse
- ⑤Training for youth
- ⑥Micro-enterprise development
- ⑦Wage subsidy

①の Public works program は、長期失業者など就職が最も困難と考えられるグループに対して、短期的な仕事の提供（例えば、建設業や健康福祉業などへの仕事の提供）を行うプログラムであり、OECD 平均で積極的労働市場政策予算の約4分の1に当たる額がこの施策のために使われている。①について政策評価を実施した13事例のうち、9事例が非実験的手法で、残りの4事例が非科学的手法で評価を実施している。結果の概要を示すと、以下の通りである。非実験的手法による結果によれば、プログラムの参加者は就業率が増加したという形で、短期の政策効果が認められる。しかしながら、プログラム参加者は提供を受けた職以外の職に就職する確率が低く、しかも対象グループと比較してプログラム参加後の賃金低くなりがちである。また、これらのプログラムは、長期失業者を減らす大きな効果は持っていない。

②の **Job search assistance** は、文字通りカウンセリングなどを含む就職支援施策であり、これも OECD 平均で積極的労働市場政策予算の約 4 分の 1 を占める重要な施策である。②について政策評価を行っている 18 事例のうち、1 事例を除いてすべて科学的手法で評価が行われている。科学的手法は、6 つの実験的手法と 11 の非実験的手法に分類される。こうした結果の多くは、プログラム受講者に関して、プログラム終了後の就職率ないしは賃金上昇にプラスの効果を示すものが多い。Dar and Tzannatos (1999)が言うように、**Job search assistance** はコスト・パフォーマンスがよく、積極的労働市場政策のうちで最も成功を収めている施策のひとつである。

③～⑤までの訓練プログラムは、OECD 加盟各国で最も予算を費やして実施されている施策であり、積極的労働市場政策予算のおおよそ 40%～60%の割合を占めている重要な施策である。

③の長期失業者に対する訓練施策であるが、評価事例 23 のうち、6 つが実験的手法、13 が非実験的手法、残りの 4 つが非科学的手法となっている。政策評価の結果をみると、非科学的手法の場合、長期失業者に対する訓練効果を高く導出する傾向が強いようである。これに対して科学的手法によれば、プログラムの効果はプラスの場合もあればそうでない場合もあり、一概に判断を下すことは不可能である。また、プラスの効果の場合もその効果はかなり小さい場合が多い。興味深い点は、長期失業者に対する訓練の効果は経済が拡張期にある時ほど効果的であると結論を下している点である。これは、イギリスにおける若年者の訓練政策での結果と全く反対の結論となっている。若年者の訓練政策の場合、景気が落ち込んでいる時ほど効果があるとの結論であった。また、訓練プログラムは、女性に対してより効果的であるとの結論が下されており、3.6.2 における結論と一致している。

④のレイオフされた者への再訓練に対する評価であるが、11 の事例があり、そのうち 5 つが非実験的手法、5 つが非科学的手法などとなっている。アメリカの自動車工場に関する 3 つの事例では、非実験的手法と非科学的手法で異なる結果をもたらしている。非実験的手法によれば、プログラムの効果はないという結論であるが、非科学的手法は高い政策効果を示している。非科学的手法を用いると、政策効果を見誤ることがあるという良い例示であろう。また、これらのプログラムでは、かなり大きなデッドウエイト・ロスを生じる可能性が指摘されている。つまり、レイオフされた者は、訓練プログラムがなくても再就職を果たせたのであり、施策による新たな雇用創出効果はないか、あったとしてもそれほど大きくはないことが考えられる。

⑤の若年者に対する訓練政策の評価については 7 つの評価事例があり、そのうち 5 つが実験的手法を用いた評価であり、残り 2 つが非実験的手法による評価である。訓練は学校中退者に対する座学 (**Classroom training**)、職業訓練の提供が多いが、ほとんどの事例で政策効果が現れていない結果となっている。

⑥の **Micro-enterprise development** は、起業を促進するプログラムである。起業を企図する者に資金の貸し付けや相談を行うというのがプログラムの内容である。このプログラムは他のプログラムとは異なり、ほとんど予算がつけられていない。OECD 諸国の中でも、この施策に

積極的労働市場政策予算全体の10%を超える額を当てている国はひとつもない。

この施策については13事例の評価がなされており、このうち実験的手法による評価が2事例、非実験的手法による手法が5事例、残りが非科学的手法である。プログラムの内容が多岐に渡っているせいもあり結果も様々であるが、この施策の評価で注意を引くのが高いデッドウエイト・ロスの値である。7事例でデッドウエイト・ロスの値が計測されているが、27%、30%という2事例を除き、残りの5事例は全て50%を超える高い値となっている。この施策を実施する上で、デッドウエイト・ロスは避けることができない大きな問題となっている。

⑦最後の賃金助成金政策であるが、これは雇い主が長期失業者や若年者などを雇用者として雇用した時に支給される賃金助成金の場合が多い。この施策の予算額も **Micro-enterprise development** と同様に、積極的労働市場政策の中ではごくわずかである。

18の評価事例があり、実験的手法が1事例、非実験的手法が11事例、残りの6事例が非科学的手法である。この施策の評価に当たっても指摘されている重要な点は、高いデッドウエイト・ロスの値と置き換え効果である。11事例がデッドウエイト・ロスの値を計測しているが、3事例を除き残りは全て50%を超す高い値となっている。最も高いドイツの事例では、デッドウエイト・ロスが75%となっている。また、置き換え効果も計測されており、8事例で置き換え効果が計測されている。10~20%という相対的に低い値から、最も高いオランダの80%という値まで様々な計測結果となっている。政策効果があまりないという結果と併せて、デッドウエイト・ロスと置き換え効果の存在を考慮すると、賃金助成金政策はあまり望ましい政策とはいえないようである。

以上の積極的労働市場政策の結果をまとめると、明らかに効果があるといえるのは就職支援政策のみである。コスト・パフォーマンスが良く、日本の政策立案に当たっても参考になる施策である。訓練政策は対象者にもよるが、あまり政策効果があるとはいえないようである。また、起業支援策や賃金助成金の場合、デッドウエイト・ロスや置き換え効果が避けられず、実施に当たってはかなり注意を要する施策であることがわかった。

3.6.4 積極的労働市場政策以外の評価（最低賃金改定の影響）

最後に、積極的労働市場政策以外の政策評価について簡単に触れる。積極的労働市場政策以外にも多くの政策があり、その政策評価が実施されているが、科学的な実験手法を用いて分析が行われており、しかもある程度の研究実績がある分野のひとつは最低賃金引き上げの雇用に及ぼす効果に関する研究である。こうした研究実績はアメリカで多くなされているため、以下ではアメリカにおける最低賃金引き上げの効果について簡単に言及する。

最低賃金の引き上げは、労働市場の完全競争を想定すると理論的には労働需要の減少につながる。実証分析における主眼は、最低賃金の引き上げが対象となる雇用の減少につながるかどうかを検証することにあつた。実証研究の結果をみると、最低賃金の引き上げが雇用の減少につながらないとする研究結果と雇いを減少させるという研究結果に2分される。

最賃引き上げが、雇用の減少を惹起しないとする主な研究例として Card (1992)、Card and Krueger (1995)がある。

Card (1992)、Card and Krueger (1995) は、1988年に州法で最低賃金を連邦最低賃金より高い水準に改正したカリフォルニア州と、同時期に最低賃金が据え置かれたままであった南部の諸州を比較したものである。論文では既に紹介した Difference-in-differences を用いて分析を行っている。Difference-in-differences は、最賃引き上げが実施されたトリートメント・グループ(treatment group)と、最賃引き上げが実施されなかったコントロール・グループ(control group)とを比較して、その効果を計測する推定法である。つまり、以下の式を推定することにより、最賃引き上げの効果を測定している。

$$(Y_{t2} - Y_{c2}) - (Y_{t1} - Y_{c1}) \dots (1)$$

あるいは、同値であるが、

$$(Y_{t2} - Y_{t1}) - (Y_{c2} - Y_{c1}) \dots (2)$$

で表される。Card らの論文における Y は、雇用者-人口比率になる。添字の t は treatment を、c は control を示している。また、添字の数字は時間を示し、2 は最低賃金が引き上げられた後の 1989 年、1 は引き上げ以前の 1987 年を示している。(1)、(2) 式は、最低賃金の上昇によって変化したカリフォルニア州の雇用-人口比率のうち、純粹に最低賃金のみが与えた影響を捉えている。(1) 式は最低賃金が引き上げられた州とそうでなかった州、つまり横断面での雇用量の差異を調べて、それを異時点間で比較している。(Y_{t1} - Y_{c1})は、最低賃金が引き上げられる以前から存在した州間での差異となる。(2) 式は、州内での雇用量の時系列変化を、最低賃金が引き上げられた州とそうでない州とで比較している。(2)式の(Y_{c2} - Y_{c1})は、最低賃金が引き上げられなかった場合でも生じた雇用の増加分と考えられる。同時点の差異を州間で、あるいは州内の差異を異時点間で比較して最低賃金の効果を計ることから、これらの式は差異の差異、つまり Difference-in-differences と呼ばれている。

Card (1992)の結果は、10代の雇用-人口比率における Difference-in-differences が、5.6 パーセント・ポイント（標準誤差 2.3）と正の値を示している。これは、カリフォルニア州の雇用-人口比率が、他の南部諸州に比べて、この間増加したことを意味している。カリフォルニア州の 10 代雇業者のうち 50%以上が、旧最低賃金額と新しい最低賃金額との間の賃金を 1987 年に得ていた。最低賃金の上昇により、多くの 10 代雇業者が賃金変更の影響を受けたことになる。このことを考慮すれば、最低賃金の上昇に伴って、雇用が大幅に削減された事実はなかったといえる。一方、労働者全体（16-68 歳）の雇用-人口比率の Difference-in-differences は-0.6 パーセント・ポイント（標準誤差 0.4）であり、カリフォルニア州全体の雇用の成長は、比較州と比べてあまり違いがなかったことになる。結果として、最低賃金の引き上げは 10 代の雇用を増加させる、あるいは少なくとも影響を与えないということになる。

Card (1992)、Card and Krueger (1995)の計測では、10 代の労働者と同様、最低賃金引き上げの影響を受けやすい小売業の労働者と、さらに小売業雇業者全体の 30%を占める飲食業の労働者

働者についての事例調査も述べられている。小売業、飲食業ともに、カリフォルニア州の雇用量が、比較州に比べて減少したという結果は得られていない。

Card らによる Difference-in-differences の推計結果は、統御可能でランダム・サンプリングが前提である自然科学の実験とは異なるため、この値を最低賃金の影響と捉えることについては、いくつかの問題点が指摘されている。例えば、Hamermesh (1995)では、以下の2点が指摘されている。一つは変数における時間幅の問題である。理想的には Y_{t1} は最低賃金の影響を受けておらず、逆に Y_{t2} は最低賃金の影響を十分に反映していなければならない。カリフォルニア州の例では、施行が1988年7月であり、施行日の発表は1987年の12月に行われた。だが、最低賃金変更の際する公聴会が1986年から開かれ、議論が繰り返されていた。そのため、最低賃金が引き上げられるというアナウンス効果が1987年にあったはずであり、雇い主が雇用調整を始めていた可能性は排除できないのである。二つ目は、得られた値が純粋に最低賃金のみの効果を示しているかどうかということである。例えば、カリフォルニア州だけ、あるいは逆に比較州だけに大きな景気変動が起こっていた場合、推定値にはその影響が含まれることになる。

また、Card and Krueger (1994)は、ファースト・フード店の雇用に及ぼす最賃の影響について、ニュージャージー州とそれに隣接するペンシルヴァニア州東部の比較を行っている。ニュージャージー州では、連邦最低賃金の切り上げに先駆けて、州の最低賃金を引き上げていた。これに基づき、賃金改正のあったニュージャージー州をトリートメント・グループ、最低賃金が据え置かれたペンシルヴァニア州をコントロール・グループとして分析を行っている。得られた結果は、最低賃金が上昇したニュージャージー州のほうが、最低賃金の据え置かれたペンシルヴァニア州より、雇用の伸びは大きいというものであった。

一方、最低賃金の引き上げが雇用減少を引き起こすとする研究結果としては、Neumark and Wascher (1992)がある。彼らは10%の最低賃金の上昇が1から2%ほど若年層の雇用量を減少させるとの結果を得ている。彼らの推計は、1973年から1989年までの Current Population Survey を加工して州ごとのパネルを作成し、分析を行ったものである。推計式は以下の通りである。

$$E_{it} = \alpha X_{it} + \beta MW_{it} + \gamma Y_{it} + \delta S_{it} + \varepsilon_{it} \dots (3)$$

E は雇用者-人口比率を、 X は景気変動の指標を、 MW は最低賃金の指標であるカイツ・インデックス^(注2)をそれぞれ示している。添字の i は州を t は年を表す。また Y と S は、それぞれ年と州の固定効果を測定する変数である。パネル・データ利用における利点の一つは、景況感など各州に特異な市場環境の差異を S によってある程度取り除くことが可能になったことである。

ところで、Neumark と Wascher による一連の論文では、就業と就学の関係に最も重点がおかれている。まず、Neumark and Wascher (1992)では、(3)式の定式化において、就学率を含めるか否かということが問題点として指摘されている。就学率を説明変数に加えた推計では、最低賃金の引き上げは10代の雇用量を減らす影響が見られるが、逆に説明変数から取り除くと、

10代の雇用量に影響を与えなくなる。インプリケーションの導出に当たり、就学率は決定的な役割をしていることが分かる。もし就学率が雇用量と強い相関を持つのであれば、最低賃金引き上げの効果を見るためには、当然、就学率をコントロールする必要がある。ただし、就学率は逆に最低賃金引き上げの影響を受ける可能性があり、就学率を説明変数に加えることで内生性バイアスが生じる可能性も無視できない。また、就学率は労働供給側の要因であるため、完全競争モデルを前提とし、需要の制約で雇用量が決まる(3)式では使用すべきではないという批判もある (Card et al. (1994))。

それでも、就学率を説明変数として採用した理由として、彼らは次の2点を上げている。1点目は以下の内容である。就学率を説明変数に加えないと、最低賃金が10代の雇用量には影響を与えず、20代の雇用量にのみ負の影響を与える。最低賃金の影響を被りやすいはずの10代の雇用量が20代よりも影響を受けないのは先験的におかしいという点である。2点目は、内生性バイアスはさほど大きくはないと考えられることである。これらのことから、就学率を変数に加えることによって生じる内生性バイアスよりも、就学率を省くことにより式の特定化を誤るほうが重大な問題であると結論づけている。

また、Deere et al. (1995) の推定もまた、最低賃金が雇用量に負の影響を与えるとする結果を導き出している。そこでは、1991年における最低賃金の引き上げが、引き上げがなかった場合に比べて7%程度10代男性の雇用量を減少させる効果が得られている。

以上、最低賃金の雇用に及ぼす影響について概説したが、負の影響を支持するグループと影響がないかもしくは正の影響を及ぼすとするグループの間で議論は続いており、まだ決着をみていない状況である。

注

- (1) 例えば、樋口 (2001) は、積極的労働市場政策の効果についてわかりやすくまとめている。
- (2) カイツ・インデックスとは、 $MW_t = \sum_i (m_t / w_{it}) c_{it,i}$ で示される指標である。ここで m_t は t 期の最低賃金額、 w_{it} は t 期における i 産業の平均賃金額、 c はその産業における最低賃金の適用率を示す。また、場合によって分析の対象とする労働者の割合、例えば全労働者に占める10代の雇用量の割合等に乗じて算出を行う。
米国では、年ごとに最低賃金が適用される産業、職種が限られ、その範囲も変化している。そのために、最低賃金額そのものを使ってその影響を測定しようとする、係数を過大推定してしまう危険性が生じる。こうした問題点を回避するため、最低賃金の代理指標としてカイツ・インデックスが用いられる場合が多い。

【参考文献】

- Card, David (1992) "Do minimum wages reduce employment? A case study of California, 1987-1989." *Industrial Labor and Relations Review*, 46(4): 38-54.
- Card, David and Alan Krueger (1994) "Minimum Wages and Employment: a Case Study of the Fast Food Industry." *American Economic Review*, 84(4): 772-793.

Card, David and Alan Krueger (1995) *Myth and Measurement: the New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Card, David, Lawrence Katz and Alan Krueger (1994) “Comment on David Neumark and William Wascher, ‘Employment Effects of Minimum and Subminimum Wage: Panel Data on State Minimum Wage Laws’.” *Industrial and Labor Relations Review*, 47(3):487-497.

Dar, Amit and Zafiris Tzannatos (1999) “Active Labour Market Programs: A Review of the Evidence from Evaluations.” Social Protection Discussion Paper Series, No.9901, The World Bank, Washington D. C..

Derre, Donald, Kevin Murphy and Finis Welch (1995) “Employment and minimum wage hike.” *American Economic Review*, 85(2): 232-237.

Hamermesh, Daniel (1995) “What a Wonderful World this would be :Comment on Card and Krueger.” *Industrial Labor Relations Review*, 48(3): 835-838.

樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』 日本経済新聞社.

Neumark, David and William Wascher (1992) “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wage: Panel Data on State Minimum Wage Laws”, *Industrial Labor Relations Review*, 46(1): 55-81.

OECD (1993) “Active Labour Market Policies: Assessing Macroeconomic and Microeconomic Effects.” *Employment Outlook*.